

# 経 済 統 計 学 会

第 68 回 (2024 年度)

## 全 国 研 究 大 会 報 告 要 旨 集

期 間 : 2024 年 9 月 12 日 (木) ~ 9 月 13 日 (金)

会 場 : 立 命 館 大 学 大 阪 い ば ら き キ ャ ン パ ス

### 日 程

研究大会 9 月 12 日 (木) 9:00~17:30

9 月 13 日 (金) 9:00~15:40

会員総会 9 月 12 日 (木) 12:30~13:30

懇 親 会 9 月 12 日 (木) 18:00~20:00

理 事 会 9 月 11 日 (水) 15:00~17:00

2024 年度 第 68 回 全 国 研 究 大 会 実 行 委 員 会

実 行 委 員 長 田 中 力 (立 命 館 大 学)

委 員 栗 原 由 紀 子, 坂 西 明 子, 橋 本 貴 彦

(以上立命館大学), 長 澤 克 重 (関 西 支 部)

〒567-8570 大 阪 府 茨 木 市 岩 倉 町 2-150

立 命 館 大 学 大 阪 い ば ら き キ ャ ン パ ス

# 経 済 統 計 学 会

第 68 回 (2024 年度)

## 全 国 研 究 大 会 報 告 要 旨 集

期 間 : 2024 年 9 月 12 日 (木) ~ 9 月 13 日 (金)

会 場 : 立 命 館 大 学 大 阪 い ば ら き キ ャ ン パ ス

### 日 程

研究大会 9 月 12 日 (木) 9:00~17:30

9 月 13 日 (金) 9:00~15:40

会員総会 9 月 12 日 (木) 12:30~13:30

懇 親 会 9 月 12 日 (木) 18:00~20:00

理 事 会 9 月 11 日 (水) 15:00~17:00

2024 年度 第 68 回 全 国 研 究 大 会 実 行 委 員 会

実 行 委 員 長 田 中 力 (立 命 館 大 学)

委 員 栗 原 由 紀 子, 坂 西 明 子, 橋 本 貴 彦

(以上立命館大学), 長 澤 克 重 (関 西 支 部)

〒 567-8570 大 阪 府 茨 木 市 岩 倉 町 2-150

立 命 館 大 学 大 阪 い ば ら き キ ャ ン パ ス

## 9月12日(木)

8:40 受付開始 (C4F ラウンジ)

9:00 開 会

9:00~11:30 セッションA: 宿泊旅行統計調査の利活用と課題

C471 (第1会場)

コーディネータ: 大井 達雄 (立正大学)

座長: 伊藤 伸介 (中央大学), 大井 達雄 (立正大学)

1. 菅沼 祐一 (野村総合研究所)  
宮崎市・鹿児島市における客室稼働率の変動周期の観察: 宿泊旅行統計調査より  
得られる市区町村別月別データの時系列分析 ..... 1
  2. 大井 達雄 (立正大学)  
宿泊旅行統計調査を使用した探索的空間分析 ..... 3
  3. 宮川 幸三 (立正大学)  
新型コロナウイルスが国内観光に及ぼした影響 ..... 5
  4. 伊藤 伸介 (中央大学)\*・出島 敬久 (上智大学)  
宿泊旅行統計調査のマイクロデータを用いた地域属性と宿泊動向の把握 ..... 7
  5. 菅 幹雄 (法政大学)  
延べ宿泊者数と売上(収入)金額の関係について ..... 9
- \*印は発表者(以下同じ)

9:00~11:30 セッションB: 日本の統計史を考える

C472 (第2会場)

コーディネータ・座長: 小林 良行 (東北・関東支部)

1. 上藤 一郎 (静岡大学)  
Karl Rathgen と日本の統計学 ..... 11
2. 森 博美 (東北・関東支部)  
明治41年東京市勢調査と調査員問題 ..... 13
3. 伊良皆 千夏 (関東学園大学)  
琉球政府による統計調査の特質: 工業統計調査を事例として ..... 15
4. 山口 幸三 (京都大学学術情報メディアセンター)  
労働力調査における調査票の変更について ..... 17
5. 小林 良行 (東北・関東支部)  
情報システム化による製表事務形態の変化: 1990年代以降に注目して ..... 19

11:30~12:30 昼休み

12:30~13:20 会員総会

B3F コロキアム (統一会場)

13:30~14:50 セッションC (共通論題) : 社会科学としての統計学の現代的課題と役割 : 『統計学』創刊70周年記念事業に向けて

B3F コロキアム (統一会場)

本部企画コーディネータ : 水野谷 武志 (北海学園大学)

座長 : 金子 治平 (大阪経済法科大学)

1. 上藤 一郎 (静岡大学)  
社会科学としての統計学の70年 ..... 21
2. 田中 力 (立命館大学)  
蜷川統計学における統計解析論再考 ..... 23
3. 池田 伸 (立命館大学)  
推計学批判と有意性検定論 ..... 25

15:00~17:30 セッションD : 自由論題 (1)

C471 (第1会場)

座長 : 長澤 克重 (関西支部)

1. 大西 広 (慶應大学)  
100年後の日本人口 : 国立人口研予測への一つの代案 ..... 27
2. 倉田 知秋 (環太平洋大学) \*・則竹 悟宇 (立教大学) ・櫻本 健 (立教大学)  
2015年産業連関表に基づくエネルギー及び輸入製品価格の上昇による生産者価格への影響 ..... 29
3. 西内 亜紀 (統計情報研究開発センター) \*・新井 郁子 (統計情報研究開発センター) ・草薙 信照 (大阪経済大学)  
関西国際空港と中部国際空港の立地がもたらした人口・産業・地価の変化 : 2次メッシュデータに基づく広域的な分析 ..... 31
4. 赤木 茅 (千葉商科大学)  
統計推計プロセスの透明化・デジタル化とその課題 ..... 33



15:00~17:30 セッションE：自由論題（2）

C472（第2会場）

座長：御園 謙吉（阪南大学）

1. 朝倉 啓一郎（流通経済大学）  
複数年歳出予算の編成過程におけるインフレーションの取り扱いについて ・ 35
2. 鈴木 雄大（北海学園大学）  
生活扶助相当CPIを用いたデフレ調整における始期の妥当性の検証 …… 37
3. 木下 英雄（関西支部）  
社会階層別または貧富別階層別の一票価値 …… 39
4. 伊藤 陽一（東北・関東支部）  
「ビジネスと人権」活動と統計 …… 41

15:00~17:30 セッションF：労働・生活・福祉問題と統計

B3F コロキアム

コーディネータ：水野谷 武志（北海学園大学），座長：平井 太規（愛知大学）

1. 村上 雅俊（阪南大学）  
母子世帯ワーキングプアの検討：2017年『就業構造基本調査』匿名データから  
…… 43
2. 水野谷 武志（北海学園大学）  
日本の過長労働時間統計による正規雇用労働者の長時間労働問題への接近 ・ 45
3. 坂西 明子（立命館大学）  
共働き夫婦の住宅立地の分析 …… 47
4. 小野寺 剛（九州国際大学）  
非正規雇用から生じる雇用創出と賃金損失の効果に関する性別・企業規模別考察  
…… 49

18:00~20:00 懇親会

B1F レストラン GARDEN TERRACE LION

## 9月13日(金)

9:00~11:30 セッションG: 自由論題(3)

C471(第1会場)

座長: 坂西 明子(立命館大学)

1. 坂田 幸繁(中央大学)\*・栗原 由紀子(立命館大学)  
調査項目をめぐる抽出割り当て方式に関する考察: 項目サンプリング法から調査票分割デザイン方式へ ..... 51
2. 栗原 由紀子(立命館大学)  
調査票分割デザインにおける相関特性の効果検証 ..... 53
3. 伊藤 伸介(中央大学)  
センサデータにおける差分プライバシーの適用と生態学的誤謬に関する一考察  
..... 55
4. 高部 勲(立正大学)  
連合学習の手法を活用した公的統計データ・行政記録等に基づく計量モデル  
の推定 ..... 57
5. 高橋 将宜(長崎大学)  
因果推論・予測・記述・探索を目的とした重回帰モデル: 共通点と相違点 ..... 59

9:00~11:30 セッションH: 産業連関分析と経済社会

C472(第2会場)

コーディネータ・座長: 橋本 貴彦(立命館大学)

1. 鐘 嘉許(横浜国立大学院)\*・居城 琢(横浜国立大学)  
中国化学繊維産業拡張産業連関表の作成及び化学繊維産業と織物・アパレル産業  
のサプライチェーン分析 ..... 61
2. HUANG YUXIANG(立命館大学院)  
グローバル・バリューチェーンにおけるイギリスのブレジット後の変容:  
国際産業連関表に基づく分析 ..... 63
3. 田添 篤史(三重短期大学)  
日本社会の再生産可能性に関する検討 ..... 65
4. 泉弘志(関西支部)\*・戴艶娟(広東外語外貿大学)  
近年の各国剰余価値率の計測: EORA 国際産業連関表を使用して ..... 67
5. 橋本 貴彦(立命館大学)  
多国間産業連関を活用した南海トラフ巨大地震等による被害回復ための計量分析  
..... 69

11:30~12:30 昼休み

12:30~15:30 セッションI: 国民経済計算及び国際収支統計に関する課題

C471 (第1会場)

コーディネータ・座長: 櫻本 健 (立教大学)

1. 河野 陽介 (内閣府経済社会総合研究所)  
データの資本としての記録について: 2025SNA (仮称) 対応を見据えた国民経済計算におけるフロー及びストック試算の結果 ..... 71
2. 佐藤 嘉子 (日本銀行調査統計局)  
2025SNA に向けたデジタル資産の扱いに関する論点: 暗号資産を中心に ... 73
3. 武田 英俊 (日本大学)  
マクロ経済統計における暗号資産の扱い: フォローアップ ..... 75
4. 萩野 覚 (麗澤大学)  
マーケティング活動の資本化に係る議論 ..... 77
5. 石田 進 (立教大学院)  
クラウド分野をカバーする産業連関表の推計 ..... 79
6. 櫻本 健 (立教大学)  
デジタル化に伴う産業分類と生産統計に与える影響 ..... 81

12:30~13:30 セッションJ: 地域の諸課題と調査・統計分析

C472 (第2会場)

コーディネータ・座長: 菊地 進 (東北・関東支部)

1. 菅沼 祐一 (野村総合研究所)  
東京都をケースとした月別の死亡数の平年値の推計: 1月の死亡数増加の組み込み方法の研究 ..... 83
2. 芦谷 恒憲 (兵庫県立大)  
兵庫県におけるサテライト勘定の推計と利用: 環境、観光、文化・スポーツ勘定の試算 ..... 85

13:40~15:40 セッションK: ジェンダー平等と統計

C472 (第2会場)

コーディネータ: 杉橋 やよい (専修大学), 座長: 橋本 貴彦 (立命館大学)

1. 高橋 雅夫 (長野大学)  
夫婦の年齢差が夫の家事分担に与える影響分析 ..... 87
2. 武内 真美子 (愛知学院大学)  
就労世代の既婚カップルの疾病と就業に関する実証分析 ..... 89
3. 伊藤 陽一 (東北・関東支部)  
世界銀行の「女性・ビジネス・法律」指数2.0の紹介と検討 ..... 91
4. 杉橋 やよい (専修大学)  
イギリス政府統計における性的マイノリティの調査項目の検討 ..... 93

經濟統計学会

# 第 68 回全国研究大会 報告要旨

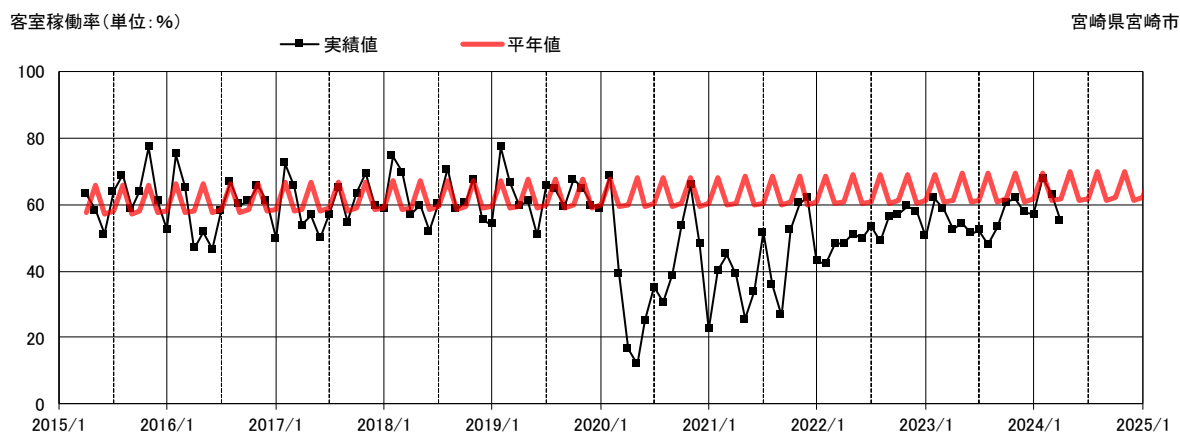
## 宮崎市、鹿児島市における客室稼働率の変動周期の観察 —宿泊旅行統計調査より得られる市区町村別月別データの時系列分析—

菅沼祐一（東北・関東支部）

### 1. はじめに

宿泊旅行統計調査結果では、都道府県別の集計に加えて、市区町村別でも集計されている。同結果より得られる市区町村別集計の中で、時系列分析が可能な連続性があり代表性のある指標として、従業者数 10 人以上の宿泊施設での月別の客室稼働率がある（菅沼 2024）。しかしながら、同結果で自地域の集計結果が得られる市区町村は、全国約 1,700 の中の約 200 にとどまる（2023 年 12 月実績による）。その理由は、各集計区分での調査票の回収数が 10 以上である必要があるためである。従業者数 10 人以上の区分での回収率の平均は 6 割にとどまる。同調査での調査票の回収率向上が課題である。

回収率向上に向けた一方策として、調査実施の 2 か月後に公表される市区町村別にみた同調査結果（客室稼働率）の時系列推移をグラフで簡便に確認できるホームページ（ダッシュボード、図 1, 2）の開発が考えられる。加えて、実績より推計した平年値をグラフに併記することにより、実績との比較が可能となる。



- 注) 1. 変動周期 3 か月  
2. 自由度調整済決定係数  $r^2$  0.2541  
3. 係数と係数の p 値、t 値の水準 (p 値が 0.001 未満の場合、\*\*\* を記載)
- |     | a: 定数項 | b: t  | c: sin | d: cos | e: 2月 | e: 8月 | e: 11月 |
|-----|--------|-------|--------|--------|-------|-------|--------|
| 係数  | 60.24  | 0.04  | -4.57  | -3.09  | -     | -     | -      |
| t 値 | 35.4   | 0.7   | -3.8   | -2.6   | -     | -     | -      |
| p 値 | ***    | 0.474 | ***    | 0.012  | -     | -     | -      |
4. 直近のデータは、2024年4月(以下同じ)

図 1 宮崎市での客室稼働率の推移 (3 か月周期で平年値を推計した場合)

## 2. 平年値の推計方法

右の推計式により従業者数 10 人以上の宿泊施設での月別の客室稼働率の平年値を推計し、季節変動の観察にあたっての実績との比較対象とする。

$$y = a + b t + c \sin \frac{2\pi t}{u} + d \cos \frac{2\pi t}{u} + e v_j + \varepsilon$$

$y$  : ある時点(t)での分析対象  
 $t$  : データ番号 (1,2,3,...)  
 $u$  : データの分割単位 (変動周期)  
 $v_j$  : 特定の月を対象とするダミー変数 (0 または 1)  
 $j$  : ダミー変数を適用する月 (1,2,...,12)  
 $a$  : 定数項  
 $b, c, d, e$  : 係数  
 $\varepsilon$  : 誤差項

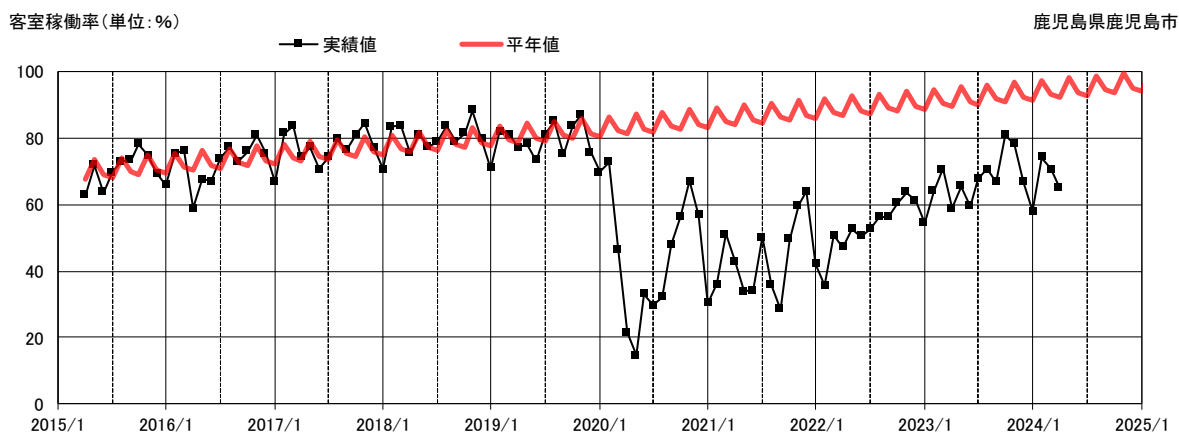
## 3. 平年値の推計結果

客室稼働率の指標より、季節変動の周期が観察できる。全国約 200 の市区町村別にみた季節変動の周期をみると、

12 か月または 6 か月の場合が多い。加えて、より周期が短いケースが観察される。宮崎市 (図 1) と鹿児島市 (図 2) では、3 か月の周期が観察される。

## 4. 得られた知見と今後の課題

宿泊旅行統計調査結果を用いた市区町村別の客室稼働率の分析指標として、季節変動の周期を提示した。全国約 200 の市区町村での客室稼働率の季節変動をみると、その周期は 12 か月または 6 か月の場合が多いが、宮崎市と鹿児島市では、より短い 3 か月の周期が観察される。両市での周期が 3 か月と短い要因についての研究は、今後の課題である。



- 注) 1. 変動周期 3 か月  
 2. 自由度調整済決定係数  $r^2 = 0.4964$   
 3. 係数と係数のp値、t値の水準 (p値が0.001未満の場合、\*\*\*を記載)

|    | a:定数項 | b:t  | c:sin | d:cos | e:2月 | e:8月 | e:11月 |
|----|-------|------|-------|-------|------|------|-------|
| 係数 | 69.69 | 0.23 | -3.26 | -1.18 | -    | -    | -     |
| t値 | 58.3  | 6.4  | -3.9  | -1.4  | -    | -    | -     |
| p値 | ***   | ***  | ***   | 0.162 | -    | -    | -     |

図 2 鹿児島市での客室稼働率の推移 (3 か月周期で平年値を推計した場合)

### (参考文献)

菅沼祐一 (2024) : 宿泊旅行統計調査より得られる市区町村別・月別データの時系列分析 — 季節変動を反映させた客室稼働率の平年値の推計とコロナ禍からの回復動向の観察 —, 観光研究, 36 巻 1 号 (2024 年 9 月発行予定)

## 宿泊旅行統計調査を使用した探索的空間分析

大井達雄（立正大学）

はじめに

近年、観光学において空間データを活用した実証研究が増加傾向にある。しかしながら、さまざまな問題点も指摘されている。例えば、大量のデータを扱うことにより計算処理に時間を要することなどがあげられる。そのため、質量ともに十分な水準には達していない。本報告では宿泊旅行統計調査の個票データを対象として、空間分析を実施し、その現状と課題を明らかにすることを目的としている。主として局所的自己相関の指標である Local Moran's  $I$  統計量や Getis-Ord  $G_i^*$  統計量を使用する。

### 1. 分析方法

#### (1) Local Moran's $I$ 統計量

Local Moran's  $I$  統計量は、対象地域のデータが周辺地域のデータとどの程度類似性が存在することを評価するために使用される。つまり、地理的なデータの中で特定のパターンやクラスターを識別することが可能となる。以下の式で算出することができる。

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{n-1}$$

$n$  はフィーチャの数（サンプル数）、 $x_i$  はフィーチャ  $i$  の属性値、 $\bar{x}$  は属性値の平均、 $w_{ij}$  はフィーチャ  $i$  と  $j$  の空間的加重行列をそれぞれ意味する。

$I_i$  が統計的に有意な正の値の場合、フィーチャが近隣フィーチャと同様に高い、あるいは低い値を有し、当該フィーチャが高い、あるいは低い値の空間クラスターの一部となっていることを意味する。逆に  $I_i$  が統計的に有意な負の値の場合、フィーチャが近隣フィーチャと異なる値を有し、当該フィーチャが空間的外れ値であることを示している。さらに、クラスター／外れ値のタイプは 4 つに分類される（HH：高い値の空間クラスター、LL：低い値の空間クラスター、HL：高い値が主に低い値に囲まれている空間的外れ値、LH：低い値が主に高い値に囲まれている空間的外れ値）。

#### (2) Getis-Ord $G_i^*$ 統計量

Getis-Ord  $G_i^*$  統計量は、空間データの特定のパターンがランダムかどうかを評価するために使用される統計的手法である。高い値や低い値が空間的にクラスタリングされているかどうかを判断するために使用され、統計的に有意な高い値の空間クラスター（ホットスポット）、あるいは低い値の空間クラスター（コールドスポット）の抽出が可能となる。以下の式で算出することができる。

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij} x_j - \bar{x} \sum_{j=1}^n w_{ij}}{S \sqrt{\left[ n \sum_{j=1}^n w_{ij}^2 - \left( \sum_{j=1}^n w_{ij} \right)^2 \right]}} \quad S = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n x_j^2}{n} - (\bar{x})^2}$$

$n$ はフィーチャの数（サンプル数）、 $x_j$ はフィーチャ $j$ の属性値、 $\bar{x}$ は属性値の平均、 $w_{ij}$ はフィーチャ $i$ と $j$ の空間的重み行列をそれぞれ意味する。

## 2. データ

本報告では宿泊旅行統計調査の個票データを使用する。宿泊旅行統計調査は、宿泊旅行の実態を全国規模で把握するために実施され、日本国内において宿泊業を営むホテル、旅館、簡易宿所、会社・団体の宿泊所などの全宿泊施設が対象となっている。今回は住所、延べ宿泊者数、外国人延べ宿泊者数などのデータを採用し、2022 年の大阪府の宿泊施設を分析の対象としている。宿泊旅行統計調査では従業者数規模別層化抽出を実施しているため、すべての宿泊施設に関する月次データが存在するわけではない。データが存在しない宿泊施設は分析対象外とした。

## 3. 分析結果

大阪府の宿泊施設を対象とし、局所的自己相関の指標である Local Moran's  $I$  統計量や Getis-Ord  $G_i^*$  統計量を計算した結果、以下のような点が明らかになった。

まず延べ宿泊者数の Local Moran's  $I$  統計量については、大阪駅周辺に HH の空間クラスターが存在した。つまり大阪駅周辺で大規模なシティホテルやビジネスホテルの集積が発生していることが理解できた。月によって変動が存在するものの、この傾向は安定している。また大阪駅から少し離れると、LH の空間的外れ値が確認できた。すなわち大規模な宿泊施設の中に小規模なものが存在することを示している。一方で、なんば駅や新大阪駅の周辺地域では明確なクラスターの存在を読み取ることはできなかった。次に外国人延べ宿泊者数を使用して計算した結果、大阪駅周辺に空間クラスターは存在しなかった。一方で、なんば駅周辺に HH の空間クラスターや LH の空間的外れ値が確認できた。この要因として関西国際空港からのアクセスの良さや、外国人観光客のほうが多様な宿泊施設を好むことが考えられる。

次に Getis-Ord  $G_i^*$  統計量の結果について説明する。延べ宿泊者数については、大阪駅周辺に複数のホットスポットが抽出された。一方でなんば駅や新大阪駅の周辺地域においてもホットスポットは存在しているものの、少数であった。それらの地域ではコールドスポットや統計的に有意でない地点が多かった。一方で外国人延べ宿泊者数については、なんば駅周辺に複数のホットスポットがみられ、逆に大阪駅周辺にはコールドスポットや統計的に有意でない地点が多かった。やはりキタよりもミナミのほう外国人観光客にとって主要な宿泊地となっていることが確認できた。

これらの結果から、Local Moran's  $I$  統計量や Getis-Ord  $G_i^*$  統計量のいずれの分析も整合的であったといえる。ただし新型コロナウイルス感染症の影響も考えられるため、長期的、かつ広範囲に分析を行う必要がある。ただし、その範囲については実態を踏まえて慎重に検討する必要がある。

## 参考文献

河端瑞貴編『経済・政策分析のための GIS 入門 2：空間統計ツールと応用』、古今書院、2018 年



## 新型コロナウイルスが国内観光に及ぼした影響

宮川 幸三（立正大学）

はじめに

周知のように、新型コロナウイルスの影響によって日本の観光業は深刻なダメージを受けた。観光庁の宿泊旅行統計によれば、2020 年 1 月の述べ宿泊者数は約 4,700 万人であったが、同年 5 月には 900 万人弱まで 80%以上減少している。これに対して政府は、旅行支援策として 2020 年 7 月 22 日より Go To トラベル事業を開始した。その後も旅行支援策は形式を変えながら継続され、ワクチン接種の進展や社会状況の変化等もあって、宿泊客数は 2022 年末までにはコロナ禍前とほぼ同水準まで回復している。

本研究の目的は、宿泊旅行統計の個票データを用いて、新型コロナウイルスの拡大が宿泊業に及ぼした影響を実証的に分析することである。本報告では 2 つの視点から分析を行う。1 つは、前述の Go To トラベル事業の効果を明らかにすることである。もう 1 つは、新型コロナウイルス拡大に伴うオンライン会議の普及等を受けて、コロナ禍前後のビジネス客の移動パターン変化について分析するものである。

### 1. Go To トラベルの効果検証

Go To トラベル事業では、国内旅行を対象として、宿泊・日帰り旅行の代金を 35%割引するとともに、旅行代金の 15%相当分の地域共通クーポンが付与されることとなった。支援額の上限は 1 泊あたり 2 万円であり、従って 1 泊 4 万円以下であれば料金が高いほど支援額が大きくなるシステムであった。本報告では、この Go To トラベル事業が宿泊客数等に与えた影響を推定する。当時の宿泊客数は、毎月の新型コロナの感染状況により大きく変動していた。一方で、Go To トラベル事業が開始された当初、7 月 22 日から 9 月 30 日までの期間は、東京都のみが事業対象から除外されていた。そこで本報告では、Go To トラベル事業のみの効果を抜き出して測定するために、宿泊旅行統計の個票データより Go To トラベル開始前と開始直後（2020 年 4 月～9 月）の東京都および東京近郊地域（神奈川・千葉・埼玉）のパネルデータを利用して DID 分析を行っている。

宿泊旅行統計では、主に宿泊者数に関する調査が行われており、金額や価格に関する調査は行われていない。そこで本研究では、別途宿泊施設予約サイトから入手したデータと宿泊旅行統計データをマッチングすることにより、宿泊施設ごとの 1 泊あたり価格や高級ホテルか否かといった点を識別することができるデータセットを作成し、分析を行った。推定したモデルは以下の通りである。

$$\ln n_{irt} = \mathbf{x}_{irt}\boldsymbol{\beta} + \delta D_{rt} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{irt}$$

添え字の  $i$  は個体（宿泊施設）、 $r$  は地域（東京、神奈川、千葉、埼玉）、 $t$  は時点（4 月～9 月）を表す。 $n_{irt}$  は国内延べ宿泊者数、 $\mathbf{x}_{irt}$  は施設タイプダミーなどの共変量、 $D_{rt}$  は Go To トラベル事業に関する処置ダミー変数であり、東京以外の 8 月・9 月のみ 1、それ以外は 0 とする。 $\alpha_i$  は施設別固定効果、 $\alpha_t$  は月別固定効果、 $\varepsilon_{irt}$  は誤差項である。本モデルでは、係数  $\delta$  が Go To トラベルの効果を表すことになる。分析では高級ホテルとそれ以外を区別し、それぞれについて  $\delta$  を推定している。また国内延べ宿泊者数以外に、国内実宿泊者

数、平均宿泊日数、平均移動距離を被説明変数としたモデルの推定も行い、Go To トラベルがそれぞれに及ぼした効果の大きさを明らかにしている<sup>1</sup>。分析結果は以下の通りである。

|      | Number of obs. | $\delta$ | Robust std. err. | $t$   | $P > t$ |
|------|----------------|----------|------------------|-------|---------|
| 全施設  | 3,582          | 0.177    | 0.033            | 5.280 | 0.013   |
| 高級施設 | 534            | 0.322    | 0.082            | 3.920 | 0.030   |
| 高級以外 | 3,048          | 0.202    | 0.022            | 9.080 | 0.003   |

結果として、Go To トラベル事業は、この時期の国内延べ宿泊者数を約 20%程度増加させたこと、高級施設における効果はそれ以外の施設に比較して大きかったことが明らかとなった。またこの他に、国内実宿泊者数についても同様の結果が得られる一方、平均宿泊日数についてはわずかに増加した傾向がみられるものの、統計的に有意な結果は得られておらず (p 値 0.07 程度)、平均移動距離については約 15%増加したという結果であった。これらより、Go To トラベル事業の効果は特に高級ホテルについて大きく、また遠距離からの宿泊客の増加により輸送サービスにもプラスの影響を及ぼしていたことがわかる。

## 2. ビジネス客の移動パターン変化の分析

続いて、宿泊客の都道府県間移動マトリックスを用いてグラビティモデルを推定することにより、コロナ禍前後の宿泊客の移動パターンの変化について分析を行う。ここで都道府県間移動マトリックスとは、脚注 1 で述べた都道府県別宿泊者数のデータを集計し、一定期間内にある県からある県に何名の宿泊客が移動したかを求めたものである。今回は、2019 年 10 月～12 月のデータを集計したマトリックスと、2022 年 10 月～12 月のデータを集計したマトリックスを比較分析している。推定したモデルは以下の通りである。

$$\ln n_{ijt} = \alpha + \beta_1 \ln Pop_{it} + \beta_2 \ln Cap_{jt} + \beta_3 \ln Dis_{ij} + \delta_1 D_t + \delta_2 (D_t \times \ln Pop_{it}) + \delta_3 (D_t \times \ln Cap_{jt}) + \delta_4 (D_t \times \ln Dis_{ij}) + \varepsilon_{ijt}$$

添え字の  $i$  は宿泊客の居住地、 $j$  は宿泊地、 $t$  は時点 (2019 年、2022 年) を表す。 $n_{ijt}$  は国内延べ宿泊者数、 $Pop_{it}$  は人口、 $Cap_{jt}$  は宿泊施設収容人数、 $Dis_{ij}$  は  $i$  地域から  $j$  地域までの距離である。 $D_t$  は、時点ダミー変数であり、データが 2019 年のとき 0、2022 年のとき 1 をとる。 $\varepsilon_{ijt}$  は誤差項である。もしもコロナ禍前後で移動パターンに変化がある場合には、 $\delta_1$  から  $\delta_4$  が有意な値をとることになる。ビジネスおよびシティホテルを合計して推定した結果、 $\delta_3$  がマイナスで有意な値をとることが明らかになった。このことは、コロナ禍後は以前に比べて収容人数の多い都市部への宿泊客が減少したことを意味している。一方、旅館およびリゾートホテルを対象として推定した結果によれば、 $\delta_1$  から  $\delta_4$  はすべて有意ではなかった。また上記モデルの他に、人口や宿泊施設収容人数の代わりに居住地と宿泊地のダミー変数を導入した固定効果モデルの推定も行ったところ、ビジネスおよびシティホテルについてのみコロナ禍後に遠距離からの宿泊客が減少する傾向がみられた。これらの構造変化が、オンライン会議の普及等による出張減少によるものなのか、他の要因によるものなのかを明らかにするためにはさらなる分析が必要であるが、コロナ禍前後でビジネス客の移動パターンが変化したことは確かである。

<sup>1</sup> 平均宿泊日数は、国内延べ宿泊者数/国内実宿泊者数より日数を計算したものである。なお平均宿泊日数については、対数を取らずに推定している。また平均移動距離は、各施設の居住地別宿泊者数をウェイトとし、各施設のある県庁所在地から宿泊者居住地の県庁所在地までの直線距離の加重平均値を求めたものである。ただし都道府県別宿泊者数は、従業者数 100 人以上の施設のみで調査されている。

## 宿泊旅行統計調査のマイクロデータを用いた

### 地域属性と宿泊動向の把握

伊藤 伸介 (中央大学)

出島 敬久 (上智大学)

本報告の目的は、観光庁「宿泊旅行統計調査」の個票データを用いることで、宿泊施設の地域属性を考慮しつつ、外国人を含む宿泊者の属性と、客室数、収容人数、従業者数等の宿泊施設の属性とを関連付けて、宿泊動向の把握を試みることである。本研究では、宿泊者数に対して、宿泊施設側の要因として、資本設備とみなせる客室数と、労働投入とみなせる従業者数の双方がもたらす影響を定量化するために、生産関数モデルに基づく計量分析を行った。このように、日本の宿泊施設の宿泊客数について生産関数を想定して、資本設備と労働投入の影響を分解した計量分析の例としては、森川 (2016) がある。

具体的には、宿泊施設*i*における産出量 $Y_i$ として宿泊者数、資本設備 $K_i$ として客室数、労働 $L_i$ として従業者数を設定した以下のコブ=ダグラス型生産関数モデルを推定した。

$$\ln Y_i = a + \alpha \ln K_i + \beta \ln L_i + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_i$$

ここで、 $\mathbf{X}_i$ は宿泊者数と客室数以外の宿泊施設の属性群、 $a, \alpha, \beta, \boldsymbol{\gamma}$ はそれぞれに対応する回帰係数であり、 $\varepsilon_i$ は誤差項である。なお客室数については、稼働率を考慮するために、1 か月間の延べ利用客室数から算出した稼働率を客室数に乗じた数値を用いている。

宿泊者数を対象にした場合の生産関数によるモデルの有効性を検討するために、一例として、宿泊者数だけでなく、外国人宿泊者数を対象にした検証結果を紹介したい。表 1 と表 2 はそれぞれ、2019 年の 7 月～12 月について南関東の一都三県(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)を対象にしたプールデータを用いて、宿泊者数と外国人宿泊者数の対数を被説明変数とする生産関数モデルによる分析結果を示したものである。本モデルにおける説明変数として、客室数(対数)、従業者数(対数)以外に、都県ダミーと宿泊施設のタイプと月次ダミーが設定されている。

本モデルでは、 $K_i$ と $L_i$ の弾力性が妥当かどうかについての検証がなされている。表 1 を見ると、客室数が 1%増えると、宿泊客数が 0.87%増大することがわかる。一方、従業員数が 1%増えた場合には、宿泊客数は 0.20%の増加にとどまる。また  $0.872 + 0.202 = 1.074 > 1$  であることから、規模に対して若干収穫逓増であることが観察され、大規模施設のほうが有利であることが示唆される。

また、ビジネスホテルをリファレンス・グループにした場合、宿泊者全体としては、旅館、リゾートホテルや簡易宿所において、宿泊者数が相対的に大きくなる効果があることが確認される。これに関しては、旅館、リゾートホテルや簡易宿所といった宿泊施設には、ビジネスホテルにはない付加価値があることが示されている。その一方で、外国人宿泊者の場合、シティホテルにおいては宿泊者数が相対的に大きくなるものの、旅館や簡易宿所においてはその方向が逆になっていることが観察される。それについては、外国人宿泊者にとっては、部屋の狭さや共用施設の乏しさ、さらに旅館については宿泊に食事が伴うことに対して懸念を持っていることが推測される。なお、宿泊施設ごとのサブサンプル

で推定をすると、サンプルごとの回帰係数に大きな差が認められることも確認された(詳細な分析結果については、当日紹介する)。

表 1 宿泊者数に関する生産関数モデルの結果、2019 年 7 月～12 月、南関東地域

| 説明変数                           | 係数       | 標準誤差   | 有意性 |
|--------------------------------|----------|--------|-----|
| 客室数の対数                         | 0.8716   | 0.0057 | *** |
| 従業者数の対数                        | 0.2019   | 0.0076 | *** |
| <b>宿泊施設のタイプ&lt;ビジネスホテル&gt;</b> |          |        |     |
| 旅館ダミー                          | 0.1202   | 0.0195 | *** |
| リゾートホテルダミー                     | 0.2351   | 0.0223 | *** |
| シティホテルダミー                      | -0.0458  | 0.0197 | **  |
| 簡易宿所                           | 0.2541   | 0.0208 | *** |
| <b>地域ダミー&lt;東京都&gt;</b>        |          |        |     |
| 埼玉県                            | -0.0995  | 0.0201 | *** |
| 千葉県                            | -0.0023  | 0.0152 |     |
| 神奈川県                           | -0.0312  | 0.0147 | **  |
| 定数                             | -0.3988  | 0.0442 | *** |
| Adj. R <sup>2</sup>            | 0.924    |        |     |
| F                              | 6424.227 |        |     |
| N                              | 7420     |        |     |

注 分析対象となる宿泊施設のタイプとして、「会社・団体の宿泊所」は除外されている。  
資料 観光庁「宿泊旅行統計調査」(以下同様。)

表 2 外国人宿泊者数に関する生産関数モデルの結果、2019 年 7 月～12 月、南関東地域

| 説明変数                           | 係数      | 標準誤差   | 有意性 |
|--------------------------------|---------|--------|-----|
| 客室数の対数                         | 0.9339  | 0.0231 | *** |
| 従業者数の対数                        | 0.2745  | 0.0309 | *** |
| <b>宿泊施設のタイプ&lt;ビジネスホテル&gt;</b> |         |        |     |
| 旅館ダミー                          | -0.8318 | 0.0798 | *** |
| リゾートホテルダミー                     | -0.5791 | 0.0911 | *** |
| シティホテルダミー                      | 0.9165  | 0.0803 | *** |
| 簡易宿所                           | -0.2689 | 0.0850 | *** |
| <b>地域ダミー&lt;東京都&gt;</b>        |         |        |     |
| 埼玉県                            | -1.9148 | 0.0821 | *** |
| 千葉県                            | -1.3892 | 0.0621 | *** |
| 神奈川県                           | -0.6939 | 0.0602 | *** |
| 定数                             | -3.3653 | 0.1806 | *** |
| Adj. R <sup>2</sup>            | 0.613   |        |     |
| F                              | 840.368 |        |     |
| N                              | 7420    |        |     |

主要参考文献

森川正之 (2016) 「外国人旅行客と宿泊業の生産性：マイクロデータによる分析」 RIETI Discussion Paper Series 16-J-044.

## 延べ宿泊数と売上（収入）金額の関係について<sup>1</sup>

菅 幹雄（法政大学）

### 1. はじめに

「宿泊旅行統計調査」では宿泊施設に対して宿泊者数（延べ宿泊者数、実宿泊者数）を調査しているが、売上（収入）金額は調査していない。これは売上（収入）金額を調査した場合、報告者負担が重くなり、回収率が低下する恐れがあるためである。だが、宿泊者数と売上（収入）金額を連携させることができれば、分析の可能性は大きく広がる。「経済センサス-活動調査」では売上（収入）金額を調査しているので、「宿泊旅行統計調査」と「経済センサス-活動調査」を照合できれば、宿泊者数と売上（収入）金額を連携させることができる。ただし、「宿泊旅行統計調査」と「経済センサス-活動調査」の個票レベルで照合することは、さまざまな問題があり、すぐにはできない。そこで段階的に宿泊者数と売上（収入）金額の連携を試みた。まず、都道府県単位の公表値による両調査の連携を試みた。次に市町村単位の推計値による両調査の連携を試みた。

### 2. 「宿泊旅行統計調査」と「経済センサス-活動調査」の調査の対象

「宿泊旅行統計調査」の調査の対象は、統計法第 27 条に規定する事業所母集団データベース（総務省）を基に、国土交通省観光庁で補正を加えた名簿から、標本理論に基づき抽出されたホテル、旅館、簡易宿所、会社・団体の宿泊所などである。令和 3 年確定名簿施設数は 64,027 施設、令和 3 年 6 月の調査施設数は 22,148 施設である<sup>2</sup>。これに対し「令和 3 年経済センサス-活動調査」（調査の期日は令和 3 年 6 月 1 日）の「75 宿泊業」の事業所数は 45,327 か所である。このように「宿泊旅行統計調査」の調査の対象と「経済センサス-活動調査」の「75 宿泊業」は一致しない。ただし、規模が大きい宿泊施設は「宿泊旅行統計調査」の調査の対象となっており、経済センサス-活動調査の「75 宿泊業」にも含まれていると考えられる。

### 3. 都道府県単位の公表値による両調査の連携

「宿泊旅行統計調査」は宿泊施設を対象に、延べ宿泊者数、実宿泊者数などを毎月調査している。その地域表章は基本的に都道府県別までである。そこでまず、都道府県単位の公表値による両調査の連携を行った。図 1 は「宿泊旅行統計調査」による令和 2 年 1~12 月の延べ宿泊者数を横軸、「経済センサス-活動調査」による令和 2 年の「75 宿泊業」の売上（収入）金額を縦軸に散布図を描き、近似曲線（切片項なしの回帰線）を追加したものである。ちなみに宿泊業事業所の売上（収入）金額には宿泊事業だけでなく、飲食店、結婚式場業、駐車場業、貸衣しょう、小売販売などの売上（収入）金額が含まれている。したがって、延べ宿泊者数と売上

<sup>1</sup> 本報告は、2023 年度一橋大学経済研究所 共同利用・共同研究拠点事業プロジェクト研究「マイクロデータを応用した観光動態モデル構築のための統合研究」（研究代表者:法政大学 菅幹雄）における研究成果の一部を発表するものである。また、本研究において使用した「宿泊旅行統計調査」の調査票情報は、統計法第 33 条に基づき観光庁より提供を受けたものであり、本報告で作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を独自集計したものである。記して関係各位に御礼申し上げたい。

<sup>2</sup> [https://www.mlit.go.jp/kankocho/tokei\\_hakusyo/content/001488439.pdf](https://www.mlit.go.jp/kankocho/tokei_hakusyo/content/001488439.pdf)

(収入) 金額に正の相関があるとは限らないが、この場合、当てはまりは良好 (決定係数は 0.9678) であり、両者の連携は成功する見込みが高いことが示唆されている。

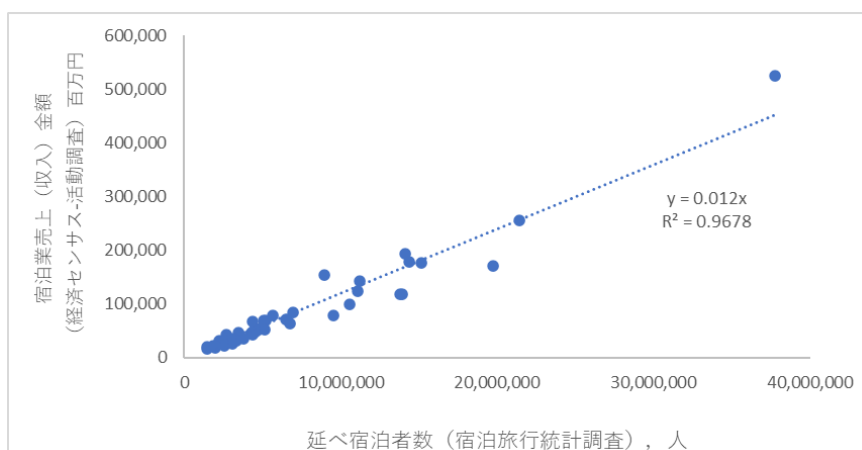


図 1 延べ宿泊数と売上 (収入) 金額の関係 (都道府県単位)

#### 4. 市町村単位の推計値による両調査の連携

次に市町村単位の推計値による両調査の連携を試みた。都道府県単位と異なり、公表値ではなく推計値による両調査の連携になる。一般に市町村単位では標本サイズが小さくなるため標準誤差率が大きくなり、公的統計としては公表に堪えないからである。これを「小地域問題」と呼ぶ。もっとも「宿泊旅行統計調査」の報告書には、参考表として市町村別延べ宿泊者数が掲載されている。ただし、これは市区町村内回収施設数 10 施設以上の市区町村についての実数を表章したもので、未回収分を推定したものではない。公的統計として市町村レベルの公表はできなくとも、一定の仮定を置いて未回収施設について欠測値補完を行い、延べ宿泊者数を市町村別に推計することは可能である。そこで市町村別延べ宿泊者数を「宿泊旅行統計調査」のマイクロデータを用いて試算した (菅, 2024)。地域は神奈川県を対象とした。神奈川県は中心市街地, 住宅地, 工業地帯, 観光地があり, 全国の縮図としてみなすことができるからである。そして推定した市町村別延べ宿泊者数と「経済センサス-活動調査」の「75 宿泊業」の市町村別売上 (収入) 金額との比較を行った。

#### 5. 今後の課題

小地域推定については線形混合モデルを利用した手法もある。線形混合モデルは注目している地域(市町村)の周辺地域からデータを上手に取り込むことによって推定精度を高めることができる手法である。今後の課題は、線形混合モデルを応用してどれだけ推計精度を向上させることができるか検討することである。

#### 参考文献

菅幹雄 (2024) 「神奈川県の市町村別延べ宿泊者数の試算」『オケーショナルペーパー』法政大学日本統計研究所, 127.

## Karl Rathgen と日本の統計学

上藤一郎（静岡大学）

幕末・明治期に欧米文化の伝道師として数多くの「御雇外国人」が招かれ、日本の近代化に寄与したことは周知の通りである。このうち、学術としての「統計学」の導入・普及に深く関与した御雇外国人の一人が Karl Rathgen (1855-1921) である。本報告の主要な目的は、Rathgen によって日本にもたらされた統計学の実相を明らかにし、当時のドイツ統計学の動向との関連を明らかにすることである。

青木周蔵の斡旋により 1882 年（明治 15 年）4 月に来日した Rathgen は、東京大学文学部第二学科（哲学政治学及理財学科）の政治学担当教師として招聘されたが、1886 年（明治 19 年）、第二学科の法学部移転・改組に伴い法政学部（後の法科大学）の教師に転じ、政治学、行政学などの科目を担当した。この間、本報告の関連で指摘すべき重要な点は、赴任早々、Rathgen が統計学の重要性を主張し、文学部第二学科に「統計学」の科目を加えるよう提言し実現させたことである。提案者の Rathgen 自ら統計学の授業を担当し、1890 年（明治 23 年）、任期満了を以てドイツに帰国するまで担当し続けた。この事実は、「大学」で「統計学」の講義科目が政治学・理財学のカリキュラムの一つとして設置されたことを意味しており、戦前期までの日本の大学における統計学の教育・研究の方向性を規定することになる。

東京大学は、1872 年（明治 5 年）に「学制」が布かれ、1877 年（明治 10 年）に法学部、文学部、理学部、医学部の四つの学部からなる組織として発足した。以降、1886 年（明治 19 年）の「帝国大学令」を経て「帝国大学」となり 1897 年（明治 30 年）に京都帝国大学が設立されるまで、東京大学は、法令上日本における唯一の「大学」であった。上藤（2018）でも指摘したように、それ故、東京大学で統計学の講義が開始されたことは、日本の大学で初めて統計学の講義が行われたことを意味する。つまり日本における学問としての統計学は、研究と教育の何れにおいても東京大学で開講された Rathgen の「統計学」が起点になったということである。

東京大学で初めて統計学の授業を行った Rathgen は、G. F. Knapp の下で学位を取得した直後に来日しているが、Knapp の薫陶を受けたということが、政治学及理財学科における統計学の重要性を主張する背景になったものと推測される。その Rathgen の統計学であるが、東京帝国學（1942）では、「…ラートゲン教授は政治學の補助科目として、欧州諸國の統計的事実を Statesman's Year-Book 等に基づき講義していたのである、と言われる」と書かれている。伝聞に基づく記述であるため不確定な要素も含まれているが、仮にこの記述どおりであるとすれば、Rathgen が大学で講述していたのは、杉亨二らが依拠した M. Haushofer 流のドイツ統計学、即ち「国家科学 (Staatswissenschaft) としての統計学」であったと推察される。報告者は、上藤（2024）で、18 世紀の国状学 (Staatskunde) 由来の知的伝統を有する 19 世紀のドイツ統計学を「国状学的統計学」とし、その特徴を国状比較から転じた国力比較の統計学であると評価したことがある。Rathgen の統計学もまた当時のドイツ統計学の知的伝統から独立であるとは看做し得ず、実際、Rathgen (1887) やラート

ゲン（1887）などでも、統計による国家比較、国力比較を主内容にしており、東京帝國學（1942）の指摘をある程度裏付けている。一方、ラートゲン（1887）を検討した三瀧（1977）では、「ラートゲンが担当した政治学、財政学、そして統計学という、今日では一見異質の学問分野のようにみえるものは、実はドイツ統計学においては決して無縁のものではなく、むしろ「社会科学としての統計学」という統計学本来の性格をふまえた統計学観が K. ラートゲンの演説にあらわれている（傍点は報告者）」と述べるに留まり、Rathgen の統計学が社会科学としての統計学であるとは看做していない。三瀧（1977）もまたラートゲン（1887）から、Rathgen の統計思想に、報告者の言う「国状学的統計学」の性格を読み取ったからではないかと考えられる。しかしながら、東京帝國大學（1942）や三瀧（1977）の指摘は、Rathgen 自身の統計学における理論構成や統計思想を明確に示す資料・文献の検討に欠けており、推量の域を超えるものではないことが問題であると言えよう。

本報告の課題は、まず東京帝國大學（1942）や三瀧（1977）に含まれる先行研究の問題を解決するため、阪谷芳郎（1863-1941）が記録した Rathgen の統計学講義録である阪谷（1883）に基づき、Rathgen の統計学講義を検証することである。東京大学の卒業生であり明治・大正期の典型的なエリート官僚であった阪谷は、Rathgen が最も優秀であると認めた愛弟子の一人でもあり、統計についても造詣が深く、国勢調査準備委員会副会長や中央統計委員会の初代会長なども歴任している。同講義録は、国立国会図書館が所蔵する「阪谷芳郎関係文書」の中に含まれているもので、これによって Rathgen が東京大学で講じた統計教育の内容を詳らかにすることができ、延いては Rathgen 自身の統計学や統計思想を明らかにすることができよう。この結果に基づいて、Rathgen 統計学を統計学史の視点から再評価することが本報告に課せられた第 2 の課題である。結論を先取りすれば、阪谷（1883）で展開されている統計学講義は、東京帝國學（1942）の記述とほぼ一致しており、その意味で Rathgen もまた当時のドイツ統計学の動向から独立ではなかったことが明らかにされる。つまり国力比較を主眼とする「国状学的統計学」の知的伝統に依拠した統計学だったということである。この点を検証した上で、最後に当時のドイツを取り巻く政治的・社会的文脈を視野に入れながら、国状学的統計学の統計学史上の評価を試みる。

## 参考文献

- 三瀧信邦（1977）「K. ラートゲンの統計学」、『統計学』経済統計学会、第 33 号。  
東京帝國大學（1942）『東京帝國大學學術大観—法學部・経済學部—』東京帝國大學。  
Rathgen, K.（1887）, „Ergebnisse der Amtlichen Bevölkerungsstatistik in Japan”, *Mitteilungen der Deutschen Gesellschaft für Natur- und Völkerkunde Ostasiens in Tokio*, Bd. 36, S. 322-342。  
ラートゲン述、阪谷芳郎・朝比奈知泉筆記（1887）「日本及ヒ歐洲人口統計結果ノ比較」、『國家學會雜誌』國家學會、第 1 号（前篇）、34～54 頁、第 2 号（後編）、100～123 頁。  
阪谷芳郎（1883）「統計学・貨幣論」、『阪谷芳郎文書』国立国会図書館。  
上藤一郎（2018）「高野岩三郎と日本の統計学（2）」、『経済研究』静岡大学、第 22 卷第 3・4 号、53～69 頁。  
上藤一郎（2024）「統計学史の視点から見た『萬國政表』」、『立命館経営学』立命館大学、第 62 卷第 6 号、23～46 頁。



## 明治 41 年東京市勢調査と調査員問題

森 博美(東北・関東支部)

### 1. 市勢調査の契機

明治 41 年 10 月 1 日を調査時点として東京市で市勢調査が実施された。それについては次の三つが調査の契機になったとされる。東京市に職業小分類別の人口等の報告を求めた明治 38 年の東京府訓令第 29 号、当時の東京市人口について戸籍簿に基づく人口と警察の戸口調査による人口の間に 70 万人近い甚だしい乖離が見られたこと、そして当初明治 38 年に予定されていた国勢調査が延期されたことがそれである。当時、信頼のおける統計の欠如は行政業務の遂行にも支障をきたしており、独自の調査による市人口の直接把握は市当局にとって喫緊の課題となっていた。

### 2. 調査区域の編成と調査要員

当時支配的な統計作成方式とされていた表式調査とは異なり、実査に基づく調査によって人口の直接把握を行う場合、調査区等の調査区域の設定、調査要員の確保や調査実務の訓練による調査方法の周知徹底が不可欠となる。

東京市勢調査では通常の調査区の他に水面調査区、それに宮城、大使館、兵営、学校、病院、監獄等を対象とする特別調査区が設けられた。通常の調査区域については、根本区、監督区、調査区の三層による区域が設定された。市勢調査ではその結果表章を考慮して 15 の区がそれぞれ根本区とされた。さらに各根本区は人口約 2 万人からなる監督区に区分され、各監督区は 1000 人前後の調査区にそれぞれ区分された。

市勢調査条例施行細則は、根本区に監督長、監督区に監督員、そして調査区には調査員をそれぞれ配置するとしていた。なお、監督長には市長から各区の区長が任命され、各監督区には 1 名の監督員が配置され監督区内の各調査区における調査員による調査業務の遂行を監督するものとされていた。

### 3. 調査員の確保問題

#### (1) 当初想定されていた調査員

東京市勢調査では当初、調査員として小学教師、区吏員、衛生組合長、警察官等が想定されていた。なお市の統計顧問であった柳澤保恵は、差配人、中学以上の学生生徒、それに有志なども調査員の候補として想定していた。

#### (2) 市勢調査講習会

東京市では柳澤の提案を受けて 39 年 11 月から約半年にわたり調査要員の養成を目的に市吏員、区書記、警吏等を講習生とした市勢調査講習会を開催している。講習会では高橋二郎、呉文總、横山雅男という当時の代表的な統計家が講師を務めている。ただ、そこでの講習内容は市勢調査実務研修といったものではなく地方庁職員に広く統計知識の周知といった色彩の強いものであった。

#### (3) 各区での調査員確保状況と区長会の要請

東京市は各区に対して 40 年 2 月 1 日までに調査員(巡調員)確保状況の報告を求めた。当日までに報告のあった 13 の区(日本橋、京橋の 2 区は未報告)のうち定数を充足していたのは麴町区と本郷区のみであった。その結果区長会は、市が当初予定していた 9500 人の確保が困難であり教師についても教育業務との兼務が難しいとして市側に善処を要請することになる。

#### 4. 実査業務の警察への委託

東京市では区長会からの要請を受け、30 年余の戸口調査の実施経験を持つ警視庁に調査業務の受託を打診する。当初受託に難色を示していた警視庁は、実査業務の全面委嘱を条件にその要請を受理することになる。

市勢調査の実査業務の警察への委嘱に伴い当初の調査区域設定は見直され、戸口調査の例に倣い巡査区が調査区として設定された。また変更は調査要員の組織にも及び、監督長に加え新たに各区の警察署長が調査員長として任命され、両者が協議により実査業務の監督に当たることになった。

調査要員として 406 名の監督員と 2273 名の調査員が警視庁の内申により選任された。また水上警察署が担当する水面調査区には二つの監督区と 53 の水面調査区が設定され、各監督区にはそれぞれ 4 名の警部が、また調査区には 1 名の巡査が配置された。また、調査を控えた 8 月には監督長と調査員長による実査業務打合会の他各警察署でも数回の調査員説明会が開催されるなど調査要員訓練は専ら警察主導で行われた。

#### 5. 調査に伴う社会の混乱

申告義務が課せられた市勢調査が警察によって実施されることになったため、調査を巡って様々な混乱が発生することになった。調査実施前には戸籍の確認や駆け込み届出者が区役所に押しかけ戸籍窓口は混雑を極めた。また住戸において調査を行うということで住戸を持たぬ者は逮捕されるとの流言が拡散し、多くの路上生活者が一時近郊の郡部へ避難した。さらには調査期間中に域外の海域へ退避することで調査を回避する船上生活者が続出したといったような記事が当時の紙面を賑わしている。

#### 6. 調査の結果とその後の対応

市勢調査により 41 年 10 月 1 日現在の人口として 1,626,103 人(現在人口)、1,622,856(常住人口)人がそれぞれ得られた。それは、同年末日現在の帳簿人口 2,168,151 人と比べて約 50 万人少なく、警視庁の戸口調査人口を約 20 万人上回るものであった。

このような市勢調査の結果を受けて各区では寄留簿と調査資料の照合による帳簿人口見直しが実施され、再整理の結果、新たに帳簿人口として 1,623,079 人が、一方警視庁でも再調査による戸口調査人口として 1,626,103 人が得られた。

#### むすび

市勢調査は当初 5 年周期の定期的な調査として予定され、第二回調査の予算化も図られた。しかしそれは実現に至らず、結局その後の調査は実現することはなかった。その結果、東京市では調査員問題の検証機会も持つことなく第一回国勢調査が実施される大正 9 年までは、帳簿人口をもって公式の市人口とすることになる。

東京市勢調査は統計史ではこれまで単に国勢調査の前史の一齣をなすものとみなされてきた。当初表式調査として当初計画されたこの調査が実査を伴う統計調査に変質する中で、調査要員の確保という課題を将来の国勢調査に提起することになった。

## 琉球政府による統計調査の特質—工業統計調査を事例として—

伊良皆千夏（関東学園大学）

### 1. はじめに

第 2 次世界大戦後、日本の施政権から切り離され米国の統治下へと置かれた「琉球」では、琉球政府によって 1 つの独立した地域としての統計が作成されるようになった。センサスなど基礎的な統計については特に、日本本土を参考としつつ調査が実施された。しかし、調査内容等には相違が形成されたため、作成された統計も日本本土とは異なる性質を有していると考えられる。先行研究では、琉球の人口動態について乳児死亡率等が日本本土に比べて低いことが指摘されているが、他の統計については研究が進んでいない。こうした統計データの正確さを含めた統計の持つ特質を明らかにするためには、統計が作成された歴史的展開過程をふまえて分析する必要があると考えられる。

本報告では、基礎的な統計調査としてセンサスの 1 つである工業統計調査を対象とする。琉球政府による工業統計調査の展開過程を明らかにするとともに、日琉間の相違が統計データに及ぼす影響を与えていたのかを分析する。

### 2. 琉球における工業統計調査の展開

終戦後、日本本土では 1945 年から工業統計調査の前身である工場調査が再開された。ただし戦後日本の工業センサスは、アメリカの影響を受けてこれまでの工業生産力の把握から付加価値額の把握に重点を置くという転換が行われていった。そのため、琉球でも戦前に実施されていた工場調査をそのまま実施するのではなく、日本本土における転換後の調査を参考として新たに作成する必要性が生じた。琉球では 53 年まで工業センサスは実施されず、琉球政府が刊行した統計書には表式調査と業務統計に基づく「工業生産高」が記載されるに留まっていた。54 年に「工業生産調査」が実施されたが、これは年間出荷額 20 万円以上を対象にした調査であり、製糖業および水産業に関する事業所は除外された。55 年には工業生産調査は「工業調査」と改められ、出荷額にかかわらずすべての事業所が調査対象となったが、引き続き製糖業については除外された。58 年になって初めて製糖業も含めて全事業所が対象となる「工業統計調査」が実施された。

こうして開始された工業統計調査には、日琉間に以下のような相違が見られた。日本本土においては、従業者数が 4 人以上のものは甲調査、3 人以下のものは乙調査と区分されており、乙調査では在庫額など一部の調査事項を省略することで簡略化していた。琉球では工業調査では 2 人以下の場合に簡略化した調査が実施されていたが、58 年の工業統計調査からはすべての事業所に対して同様の調査が行われるようになった。また日本本土では 54 年以降、乙調査を他計式から自計式へと変更されたが、琉球では日本へ復帰する 72 年まで他計式が継続された。加えて、日本本土の調査事項である資本金や有形固定資産が調査事項に含まれない一方、臨時雇用者、資金借入先別借入状況といった日本本土にはない調査事項が追加された。臨時雇用者は「沖縄では製糖、パインかん詰など、自家採取の原材料を使用することから、季節的影響を受ける産業が多い」こと、資金借入先別借入状況は「沖縄では中小企業対策に必要」であることが追加された理由として挙げられていた。

### 3. 1971 年の工業統計調査

67 年 11 月の佐藤・ジョンソン会談以降、復帰を見据えて琉球の制度をいかにして日本本土に適合するように再編するかが課題とされた。統計に関しても再編が進められ、69 年 3 月には 70 年の国勢調査を琉球でも日本本土とほとんど同一の形式によって実施するという方針が確認された。同年 11 月の日米共同声明以降は、他のセンサス調査等についても日本本土と近い形式での実施が試みられた。工業統計調査は 71 年 12 月実施の調査についてこうした試みがなされたが、調査事項について「原則的には、沖縄工業統計に必要な事項を追加する」など、これまでの琉球における工業統計調査を基礎とする調査であった。この調査に際して派遣された通商産業省の統計職員は、多くの費用を要することを課題の 1 つとして挙げた。これは、全事業所を他計式で調査していることに加え、多数の離島が存在することが要因であった。しかし、これまで準備票への記入をしていない事業所が多いことや、零細な事業所の場合には会計諸帳簿の整備がされていないこともあって、他計式が継続された。また日本本土と同様に甲調査と乙調査を区分することも検討されたが、2 種類の調査票を用いると事務量が增大することを理由に、新たな調査票が作成された。これは 1 つの調査票で甲乙調査のどちらにも対応することを目的として設計されたものであった。調査事項には資本金額や有形固定資産などの項目が追加され、資金借入先別借入状況など一部の事項は削除された。

こうして 71 年工業統計調査は、1 種類の調査票を用いた他計式で実施され、零細な事業所については日本本土の乙調査にあたる調査事項のみを記入することで簡略化が図られた。しかし調査票を見れば、年間の品目別製造品出荷額について同じ鯉節でも 5,000 ドル、200,000 ドルなど切りの良い金額が記入された事業所もあれば、18,685 ドル、63,727 ドルのように 1 ドル単位で記入されている事業所もあった。会計諸帳簿が未整備の事業所も多いことから考えれば、切りの良い数値の事業所は調査員が聞き取りの上で大まかな金額を記入したと考えられる。71 年以外の調査については管見の限り調査票が存在せず、内容を確認することはできない。しかし、在庫額といった会計帳簿が未整備の状態では記入が難しい調査事項をすべての事業所に対して調査していた他の年次についても、特に零細な事業所では大まかな金額が含まれている可能性が高いと考えられる。

### 4. おわりに

工業統計調査について、日琉では調査事項および調査方法の相違が見られた。調査事項については、琉球の主要産業が農業と密接に結びついた製糖業やパイン缶詰であったために、季節性や原材料の入手元が重視された。また、中小企業に関しては日本本土のように別の調査として実施するのではなく、工業統計調査に組み込むという動きも見られた。調査方法について琉球では他計式が継続されたが、これは特に零細の事業所で会計諸帳簿が整備されていないためであった。また、70 年までの調査では零細な事業所に対しても調査事項の簡略化がなされなかった。このような状況下で作成された工業統計調査のデータには、おおまかな金額といった非標本誤差が存在していると考えられる。

## 労働力調査の調査票の変更について

山口幸三（京都大学）

はじめに

労働力調査は、昭和 42 年 9 月から 12 月にかけて、調査の一部改正を行っている。その調査の改正には、調査方法の変更も含まれている。実地調査の方法は、調査員があらかじめ世帯に記入依頼しておいた世帯調査票の記入内容（就業時間や勤め先に関する事など）を確認の上、労働力調査票に記入し、就業状態や就業希望などの調査項目については、世帯に直接質問して、労働力調査票に記入していた。つまり 2 種類の調査票による自計式と他計式との併用であった。これを変更するに当たって、調査票を統合し、世帯が調査票に直接記入する自計式に改めている。それに伴って、調査票の変更を行っている。

本稿は、調査票の変更について、なぜ変更したのか、変更に伴って調査項目をどのような考えで設定したのか、変更が調査結果に及ぼす影響はどうであったのか、を考察するものである。

### 1. 調査票の変更

調査員の負担を軽減するために、世帯調査票と労働力調査票を統合し、自計式にするために、調査票を変更し、併せて調査項目を大きく変更している。変更後の調査項目をみると、変更前より質問文や選択肢が丁寧かつわかりやすく表記されている。これは、被調査者（回答者）が間違いなく記入できるように配慮したためと思われる。そのために、調査票の設計上、調査項目の数を少なくし、調査項目を工夫して必要な情報を得ようとしていたと考えられる。

就業状態を判定する調査項目に着目すると、変更前では複数の調査項目によって質問しているが、変更後でそれに相当するのは 1 つの調査項目のみである。なお、変更後の就業状態を判定する調査項目は、現在でもほぼ変わっていない。

### 2. 変更後の調査票

就業状態を判定する調査項目のうち失業状態に関してみると、変更前では、失業の 3 条件について、それぞれの調査項目で質問し、失業状態であることを判定している。失業の 3 条件とは、①仕事がなく、調査期間中に少しも仕事をしなかった、②仕事があればすぐ就くことができる、③調査期間中に仕事を探したり、事業を始める準備をしていた、である。具体的には、「仕事をしていないこと」、「就業可能であること」、「実際に仕事を探していること」それぞれを調査項目で質問している。ただし、「就業可能であること」は、「就業を希望していること」と併せて質問している。

一方、変更後では、1 つの調査項目で失業状態であることを判定している。その調査項目では、「仕事をしていないこと」、「仕事を探していること」を確認している。「就業可能であること」については、記入上の注意に「ただし、仕事があった場合、その仕事にすぐ

つくことができる場合に限ります。」と記載されているものの、どのように考えていたの  
であろうか。改正前の報告書の結果表からは、就業可能か否かによって完全失業者が増減  
することを捉えることはできない。就業希望者は就業可能であることが前提と思われる。就  
業希望者のうちの求職者が完全失業者にし、就業可能かどうかによって完全失業者が増減  
すること、さらに就業希望者には、求職活動しない者があり得ても、求職活動している者  
が就業可能でないということを想定していないのではなかろうか。したがって、変更後の  
調査票において、「仕事を探していた」とする者は、「就業可能であること」と考えられ、  
「就業可能かどうか」は、調査項目として直接的に質問しなくても、「仕事を探していたか  
どうか」の質問によって間接的に質問していたと考えられたのではなかろうか。

改めて、就業状態を判定する調査項目をみると、この調査項目は、「この 1 週間に仕事  
をしたかどうか」を質問され、その選択肢が 8 つ用意されている。選択肢 4 から 8 を「仕事  
を少しもしなかった人のうち」と括っているため、選択肢 1 から 3 は仕事をした人に該当  
することがわかる。仕事をした人は選択肢 1 ～ 3 のいずれかを選ぶことになる。選択肢 4  
の「仕事を休んでいた」は、選択肢 5 から 8 とは並列ではなく、優先的に「仕事を休んで  
いるかどうか」を質問されて、休んでいる場合は選択肢 4 を選び、それ以外の場合は、次  
の選択肢 5 に移り、選択肢 5 から 8 に優先して、「仕事を探しているかどうか」を質問され  
て、仕事を探している場合は選択肢 5 を選び、それ以外は選択肢 6 から 8 のいずれかを選  
ぶことになっていると思われる。つまり、就業状態を 3 つの分類基準に従って就業、休業、  
失業、非労働力の選択肢を並べ、その選択肢には順序があり、左から順に選んでいくよう  
に設計されていると推測される。一般的には、回答者は左から見て行き、該当する選択  
肢を選ぶ傾向があるとされているので、左から順に選択肢を選ぶことを明示していないもの  
の、回答者にはその順序で選ぶことを期待していると考えられる。このように調査項目と  
しては 1 つであるが、その構造は選択肢を並列に配置しているのではなく、選択肢の順序  
によって、何段階にも質問しているのと同様の構造にしていると考えられる。

### 3. 調査結果への影響

調査項目の変更による結果数値への影響はどうであったのであろうか。完全失業者（完  
全失業率）でみると、昭和 41 年平均は 44 万人（0.9%）、昭和 42 年平均は 63 万人（1.2%）、  
旧調査方式に調整した昭和 42 年平均は 44 万人（0.9%）であるので、変更による影響は、  
完全失業者（完全失業率）に関して大きかったと言えよう。ただし、総理府統計局では、  
調査の改正前と改正後の系列が直接比較するのが必ずしも妥当でなくなったので、改正前  
の系列を改正後の系列に接続できるように補正した時系列接続用数字を算出している。ち  
なみに昭和 41 年平均は 65 万人である。

これは、個人の意識とも関係があると思われるが、失業状態の 3 条件をそれぞれの調査  
項目で厳密に調べていくと、失業状態から外れる場合が多くなり、完全失業者が減少する  
ことを意味していると考えられる。

## 情報システム化による製表事務形態の変化－1990 年代以降に注目して

小林 良行(東北・関東支部)

はじめに

日本の官庁統計で製表事務のためにコンピューターを導入したのは 1961 年の総理府統計局(当時)が最初であった。1960 年代には統計調査を所管している各省庁で集計、統計分析等の統計事務のためのコンピューターの導入が進んでいった。昨年の本大会では製表事務で用いる機器が統計機械からコンピューターに変わったことにより起こった事務形態の変化について報告した。今年、その後の情報通信技術の急速な進歩によって製表事務形態にどのような変化があったのか、入手できた資料の範囲内から報告する。

### 1. 情報通信技術の発展

1960 年代から 1970 年代には汎用コンピューター(メインフレームと呼ばれた)が中心となり情報処理が行われていた。1970 年代に入ると、入出力装置と中央処理装置を回線で接続し、処理を時分割方式で行う TSS(Time Sharing System)が登場した。この時初めてキーボードとディスプレイからなる端末(コンピューターとしての機能はなくメインフレームへの処理の指示と結果の表示のみ可能)が登場し、TSS によりオンライン、リアルタイム処理が可能になった。1980 年代にはパソコンの性能向上と普及によって、文書作成や表計算などの一般事務の情報システム化<sup>1)</sup>(オフィスオートメーション(OA)、エンドユーザーコンピューティング(EUC)と呼ばれた)が進んだ。通信技術の発達により、それまで単体で使用されていたパソコンやワークステーションがメインフレームの端末としても使われるようになると、メインフレームと端末の間で処理の分担化が可能となった。1990 年代になるとメインフレームのダウンサイジングが進み、分散処理方式のクライアント/サーバーシステムが登場したことで、それまでの 1 台のメインフレームですべての処理を行う集中処理方式は衰退していった。2000 年代にはクラウドコンピューティングの普及が始まった。こうした情報通信技術の変化は、技術を利用する製表事務にも時にタイムラグを持ちながら影響を及ぼすことになる。

### 2. 情報システム化による製表事務の変化

コンピューターを用いた初期の頃(1960 年代)の製表事務形態としては、総じてどの省庁も類似の形態になっているようである。事務の流れはおおむね、調査票受付・整理→内容審査(調査票)及び訂正→符号化及び検査・訂正→調査票のデータ化\*→内容審査(入力データ)及び訂正\*→統計表作成及び出力\*→統計表審査→公表統計表編集及び出力\*である(\*は情報処理システム化した事務)。メインフレームが製表事務の情報処理システムの開発、運用の中心であった時代にはプログラムの作成やそのオペレーションに関する技術を持った専門家が必要であった。製表事務と並行して実行する情報処理システムの設計、開発、運用といった事務が新たに生じた。

人手または統計機械による製表事務では、調査票の記入内容の複雑な審査はできなかった。コンピューターを用いることにより複雑な審査が可能となったことから、内容審査事務は調査票のデータ化事務の後にそのウェイトを移した。符号化及び検査・訂正事務は、調査票が手書き記入方式かマークシート方式かによって調査票のデータ化事務の前または後で行われる。情報処理システム化した事務と人手による事務の間では人手を介して帳票類や事務的な連絡文書の受け渡し

が必ず発生する。いくつかの事務で情報処理システム化が実現したとは言え、製表事務の大部分は依然として人手による事務が占めていた。

TSS とオンライン端末を備えたメインフレームが各省庁で導入されたのは、省庁ごとに予算上の切り替え時期の違いがあることから、1980 年代前半ではないかと考えられる。統計局・統計センターの事例を見ると、1980 年代にはメインフレームに接続した端末を用いて内容審査(入力データ)及び訂正事務、統計表審査事務などのほか調査票管理、製表事務進行管理といった管理系事務にも情報システム化の範囲が拡大していった。

1990 年代後半には政府として行政事務の情報化が推進され、一人一台のパソコンの配備、各省庁の LAN の整備、霞が関 WAN の整備が行われた。1990 年代には調査票のマークシート化を進める統計調査が増え、製表事務形態はおおむね、調査票受付・整理\*→調査票のデータ化\*→符号化及び検査・訂正(自由記入欄がある場合に行う)\*→内容審査(入力データ)及び訂正\*→統計表作成及び出力\*→統計表審査\*→公表統計表編集及び出力\*となったと考えられる。

2000 年代に入ると発展してきた情報通信技術を背景として統計調査の中でオンライン調査を取り入れるものが登場した。オンライン調査では調査事務の一部(調査票のオンライン入力)と製表事務の一部(調査票のデータ化)が一体化した形で実行されていると考えられる。製表事務形態はおおむね、調査票のオンライン入力(即時データ化)\*・符号化\*・内容審査(調査票レベル)\*及び訂正\*(これらの機能を一体的に行う事務になる)→調査票受付・整理\*→内容審査(調査区レベルなど)及び訂正\*→統計表作成及び出力\*→統計表審査\*→公表統計表編集及び出力\*となったと考えられる。2000 年代終わりから 2010 年代初め頃にかけては各省庁でメインフレームのダウンサイジングが進み、段階的にクライアント/サーバーシステムに移行していった。クライアント/サーバーシステム化が製表事務形態にどのような変化をもたらしたかについて窺い知ることができる資料は、管見の限りではほとんど見当たらないため変化の有無やその内容は不明である。

おわりに

日本の官庁統計における製表事務にコンピューターがもたらした情報システム化の歴史は 1960 年代にはじまり現在まで続いてきているところである。しかし、製表事務が各府省でどのように行われてきたのか、情報通信技術の進歩の影響を受けどのように変化してきたのかを知るための資料は、時点が現代に近づくにつれ極めて乏しくなっている。管見の限りでは、変化の様子が比較的わかるのは総務省統計局および独立行政法人統計センターの刊行物であろう。統計局・統計センターの事例を見ると、製表事務の情報システム化は各統計調査により実現の時期や進展状況が異なっているが、情報通信技術の発展を背景に次第にその適用範囲を拡大してきている。この傾向は他の省庁でも同様と考えられる。

注

1) 人や機械、コンピューターなどから構成され、体系的、一体的に情報を扱う一連の仕組み全体のことを情報システム、その中でコンピューターから構成される仕組みの部分を情報処理システムという。



## 社会科学としての統計学の 70 年

上藤一郎（静岡大学）

本学会は、1953 年に前身の経済統計研究会が結成され、以降、1984 年に「経済統計学会」の名称変更を経て、70 年以上の歴史を重ね、社会・経済統計に関するさまざまな分野で多くの研究を発信してきた。また研究成果の発信の場である専門雑誌『統計学』は、1955 年に第 1 号が公刊され、以来年 2 回の発行を継続しており、こちらも間もなく創刊 70 年を迎える。このような経緯から、本学会では、雑誌『統計学』創刊 70 周年を記念して、『社会科学としての統計学—第 5 集—』の公刊を予定している。

記念事業の具体的な計画は、記念事業 WG や委員会の設置後に検討することになるだろうが、本報告では、『社会科学としての統計学—第 5 集—』の基本的な考え方や方向性などについて会員各位に説明することを主要な目的とする。参考までに右表は、過去の『社会科学としての統計学』第 1~4 集の章構成を比較したものである。この表を見ると、新たに加わったテーマと、旧来から存続しているテーマが比較的明瞭に示されており、時代の変化、社会の変化とともに「統計」及び「(社会) 統計学」も変化を余儀なくされていることが推察される。本報告では、この点についても説明し、今後の「社会科学としての統計学」について会員各位の議論を喚起したいと考えている。なお、報告時間の余裕があれば、この論点をめぐる議論の導入として、報告者の専門である統計学史の視点から、日本の社会統計学の歴史的発展過程をドイツ社会統計学のそれと重ね合わせながら簡単に論じたい。

日本の大学における学問としての統計学は、主に法学部と経済学部でドイツ社会統計学の学説を中心に講じられてきた。それは、大学における統計学研究者の第 1 世代である高野岩三郎や財部静治がミュンヘン大学で社会統計学の学説を展開した Georg von Mayr (1879-1925) の下に留学し指導を受けたことが大きく影響している。以来、日本の大学における統計学研究は、ドイツ社会統計学の成果を基礎にして発展していくことになるが、その一つの到達点が蜷川虎三 (1887-1981) の統計学である。本報告では、こうした大学における統計教育と研究の経緯を紹介した後、起点となった Mayr 及びそれ以降のドイツ社会統計学について触れる。予め述べておくと、報告者は、Mayr 流の「社会統計学」が当時のドイツ統計学にあっては一つの学説であり、従来の日本での評価に対してより相対的に再評価すべきであること、その際、Mayr がミュンヘン大学の統計学教授であると共にバイエルン州の統計局長でもあったことを考慮する必要があることを指摘し、改めて「社会科学としての統計学」の意義を会員各位に問いかけたいと考えている。

### 参考文献

- 経済統計学会編 (1976) 『社会科学としての統計学』産業統計研究社。
- 経済統計学会編 (1986) 『社会科学としての統計学—第 2 集—』産業統計研究社。
- 経済統計学会編 (1996) 『社会科学としての統計学—第 3 集—』産業統計研究社。
- 経済統計学会編 (2006) 『社会科学としての統計学—第 4 集—』産業統計研究社。



## 蜷川統計学における統計解析論再考

田中力(立命館大学)

はじめに

昨年度の本学会大会報告において、報告者は蜷川統計学の統計解析論を記述的統計解析の流れに位置づけ、その系譜として関弥三郎会員の寄与率寄与度分析や田口時夫会員の集中解析論につながる流れがあるのではないかと指摘した。

しかし、この問題を再考すると、蜷川はドイツ社会統計学と英米数理統計学を包摂する統計学と統計利用論の構想を持ちながらも、その統計解析論は 20 世紀初頭の英米数理統計学の紹介にとどまっておき、フィッシャーの推測統計については書名の言及のみで、その内容についての批判的検討は、大橋隆憲会員らの世代にゆだねることとなり、いわゆる推計学批判論争、標本調査論争に蜷川自身が関わることはなかったようである。

だとすれば、蜷川の数理統計学理解はそもそもどのようなものであったか、を明らかにすることは、その後の社会統計学派による数理統計学批判を評価するうえで必要不可欠の課題となるだろう。

本報告では、蜷川の数理統計学の認識がどのようなものであったか、について英米の経済統計論の翻訳や小倉金之助の統計的方法との関係をたどることによって 1920 年代 30 年代当時の日本における数理統計学受容の文脈の中で明らかにしたい。

以下、つぎの 4 つを論点として設定する。

- Q1 蜷川はドイツ社会統計学と英米数理統計学をどのように統合しようと構想したか
- Q2 蜷川の英米数理統計の理解において、小倉金之助の果たした役割は何か
- Q3 蜷川の 20 世紀初頭の英米数理統計学理解はどのようなものであったか  
とりわけ、フィッシャー以後の推測統計をどのように位置付けていたか
- Q4 数理統計学の利用に関する蜷川の批判的態度が、蜷川ゼミの後継者において推計学批判、標本調査論批判、仮説検定論批判と展開されたことは必然であったか

これら問題を、具体的には、蜷川によるデーヴィース(1925)とムーア(1928)の二冊の翻訳が蜷川(1934)の「統計解析法」の構成にどのように反映しているのかを検討することによって明らかにしたい。

### 1. 蜷川による統計学構想

蜷川は、ドイツ社会統計学による大量観察と英米数理統計学による統計解析法を統合して「統計方法」としての統計学を構想した。京大経済学会『経済論叢』に発表し、著作として刊行した蜷川(1931)(1932)とその概説である蜷川(1934)にもとづき、蜷川の統計学構想を概観する。

## 2. 英米数理統計学の理解

こうした、構想に先だって、デーヴィース(1925)とムーア(1928)の翻訳が、数理統計学の理解において大きな影響を与えている。その際に、小倉金之助との交誼が、蜷川の数理統計学と数学理解に及ぼした影響は少なくない。それが、ムーア(1928)の訳注と練習問題の追補のいたるところに現れていることを示すこととする。

また、蜷川(1935)で展開した、社会科学における数学利用に関する蜷川のスタンスが「統計解析論」にどのような特徴をもたらしたかを明らかにしたい。

## 3. 蜷川と推測統計論

他方で、時代はフィッシャーによる統計的方法やネイマンピアソンの仮説検定論など、今日の数理統計学の枠組みを構成するパラダイム転換が進行していた。蜷川はこうした流れに対して、どのような理解と認識をしていたのか、あるいは、いなかったのか、蜷川の論考の中から読み解くこととしたい。

## 4. 蜷川と数理統計学批判

以上を踏まえて、戦後の推計学批判、標本調査論批判、仮説検定論批判などの数理統計学批判として展開する統計学論争の枠組み形成に蜷川の統計学構想がどのような影響を与えたのかを検討したい。

## 参考文献

小倉金之助(大正 14.6)『統計的研究法』積善館

小倉金之助(1967)『一数学者の回想』筑摩書房

ジー・アール・デーヴィースに蜷川虎三訳(1925)『経済統計綱要』山海堂出版部

ヘンリー・エム・ムーア蜷川虎三訳(1928)『経済循環期の統計的研究』大鏡閣

蜷川虎三(1931)『統計学研究 I』岩波書店

蜷川虎三(1932)『統計利用に於ける基本問題』岩波書店

蜷川虎三(横本宏訳)A Study of the Nature of the Social Mass,蜷川統計学研究所『研究所報 No.2』

蜷川虎三(1934)『統計学概論』岩波書店

蜷川虎三(1935)「社会科学と数学」田中寛一・阿部八代太郎編『師範大学講座数学教育第 1 1 巻』所収、建文館

細野武男・吉村康(1982)『蜷川虎三の生涯』三省堂

## 推計学批判と有意性検定論

池田伸（立命館大学）

はじめに

経済統計学会の前身の経済統計研究会が創立され、学会誌「統計学」が発刊された 1950 年代の日本では「推計学」の興隆とそれにたいする「推計学批判」とが行なわれ、本会はこの論争とともに誕生したといえる（統数研「日本における統計学の発展」の関係者の巻参照）。それは、現代の研究方法論のスタンダードのように見えるフィッシャーらの有意性検定論 NHST の受容をめぐる議論であった<sup>1</sup>。本報告では、「推計学批判」に関して前史から現代まで時代を画して概観し、その現代的意義の解明を試みる。

戦前の蜷川の社会統計学

蜷川（1934）では、巻頭の「統計とは大量観察の結果たる一団の数字をいう」と、私は「統計」を規定している」から、「統計学とは、統計方法を研究対象とする学問」<sup>2</sup>と続く。蜷川の統計学は、独マイヤーの統計作成者の観点から統計学を自立した科学分野とする実質科学説を、統計利用者のための補助的な方法論説に換骨奪胎し、チチェックの統計数の概念を批判的に継受したものといえる。このようなモデルの入替えや合成は簡単ではなく一貫性が保てる保証はない。はたして、冒頭の命題は、宣言文なのか、斯学の到達点なのか、また統計のあるべき規範をいうのか。また、「制度統計」とは（予め規定された）社会集団について（悉皆）調査した結果の製表」と解釈すると、特定の範囲しかカバーされていない。なお「曖昧なる「統計」」(学)のままであったが、その後社会科学方法論としての(社会)統計学の体系的な展開はなかった。

「推計学」誕生・批判・受容

大戦前から NHST が英米において普及する中、戦時中から日本への本格的な導入を進めていた増山（1949）は「推計学とは…推測と計画の科学」とした。北川（1948）でも K. ピアソンらの「記述統計学」にたいして、フィッシャー流の「推測統計学」での実験志向が強調された。結局、社会統計学を含め記述的統計学に「統計学」を譲り、新規の推測統計学を「推計学」と総称するようになった。つまり、「推計学」とは母集団と標本との関係を前提に、母集団からの無作為抽出と統計的推定・検定とを一体とする現在の推測統計学そのものである。この受容の過程において「推計学批判」が出来た。

同時代の 1949 年に発表された大橋（1961）では、統計学を再版実質社会科学説とすることに帰着したソ連の統計学論争と並行して、統計学「社会科学方法論説」の観点から「推計学」への総括的な方法論的批判を行なった。これを皮切りに「推計学」の世界観、科学論、(超)母集団と確率主義等が論点とされた。つづく、次段階ではとくに無作為抽出をめぐる「標本調査技術論」説とされた津村（1953）をめぐる「標本調査論争」に移行した。ここまでの段階に本会結成時の会員も参加し、そのレビューがいくつか行

<sup>1</sup> ここではネイマンらとの異同は論じず、フィッシャー（1952）とその教科書化をいう。

<sup>2</sup> 以下表記は新字新仮名遣いに適宜改めている。

なわれている（たとえば、木村 1973）。

竹内（1976）は「推計学」論争の参加者とその次の世代の関係者によるものであり、回顧的な検討が行なわれている。注目すべきは、論争の 3 段階目として、1970 年前後の公害（環境問題）・薬害裁判における「推計学」の果たした役割が取上げられていることである。重要と思われる点は、1 つには民事裁判において健康被害等の因果関係が正面から取上げられそれにアカデミアが積極的にかかわったこと（増山 1971）、2 つめには原告被告とも因果関係の立証に「推計学」を用いたため法廷が疫学的な「科学論争」の様相を呈したこと（同前）、3 つめには本会の「推計学批判」が被告企業側から被害の因果関係を反証する動機で関心を持たれたこと（岩崎 1973）、である。公害・薬害裁判については、観察データからの因果関係の推測は一般に困難であり、社会的影響力の大きい被告企業から解明への介入や障害も行なわれるような状況下で、法的に理解された因果関係（相当因果関係）に基づいて被告に帰責できるかどうかの問題となり、「推計学」はその立証・反証の重要な構成要素となった（吉田 1975）。

#### 「推計学批判」の現代的意義

1970 年代には「推計学」という語はほぼ消失したといえるが、逆に NHST に基づく統計的推論は急速に一般化し、現在に至るまで社会科学の多くの分野で標準的（排他的？）研究方法論として確立された。その過程で、米国では NHST についての反省的な議論が一部では行なわれつつ、他方では標本の層別に対応する共変量の制御と実験とによって、「真の」因果効果を導出するような因果推論が長足の進歩を遂げた。医・薬学などでの RCT のゴールドスタンダード化の一方、社会科学（おもに政治学）では 1990 年代に「*DSI* 論争」（キング、コヘイン、ヴァーバ、2004、の書名から）が生じた。「*DSI* 論争」は「推計学批判」の再版の側面があるため、これを手がかりに現代の社会科学と統計学との関係や因果関係論の検討を行なう。

#### 参考文献

- 岩崎允胤（1973）「推計学の利用をめぐる不可知論」、『現代唯物論とその歴史的伝統』北大出版会、2 部 4 章所収。
- 大橋 隆憲（1961）「英米的統計学の社会的性格：その歴史的地位とイデオロギーの系譜」『現代統計思想論』有斐閣、1 章所収。
- 木村和範（1976）「推計学批判」『統計学』（創立 20 周年記念号）、30、101-25。
- キング、G.、コヘイン、R.O.、ヴァーバ、S.（2004[1994]）、真淵勝（訳）『社会科学の  
リサーチ・デザイン：定性的研究における科学的推論』勁草書房。
- 竹内啓（編）（1976）『統計学の未来：推計学とその後の発展』東京大学出版会。
- 蜷川虎三（1934）『統計学概論』岩波書店。
- フィッシャー、R.A.（1952 [1950-11 増補版；原著初版 1925]）、遠藤健児、鍋谷清治（訳）『研究者の為の統計的方法』森北出版。
- 増山元三郎（1949）『推計学の話』朝日新聞社。
- 増山元三郎（1971）『サリドマイド：科学者の証言』東京大学出版会。
- 吉田忠（1975）「因果関係の把握と統計的推論：とくに公害・薬害の因果的把握をめぐって」『経済論叢』115(3)、205-222。

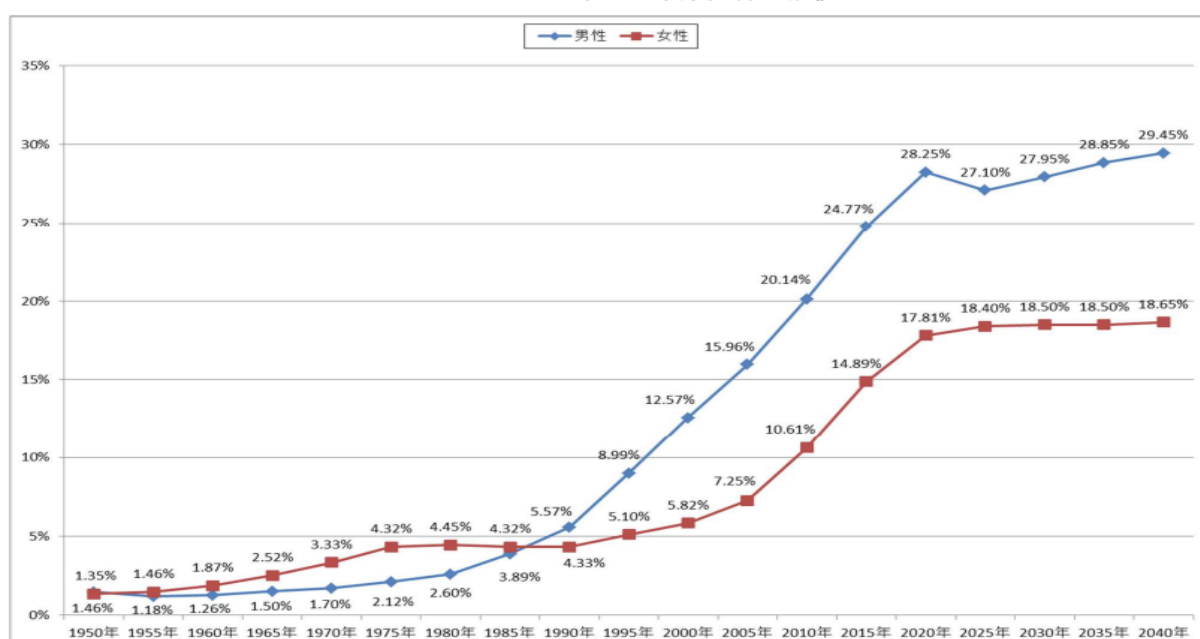
## 100 年後の日本人口—国立人口研予測への一つの代案

大西広(京都大学/慶應義塾大学名誉教授)

### 国立人口研の人口予測は甘すぎる

人口問題への世間の関心が高まりつつも、実は国立人口研の予測どおりに進んでいないことへの関心は十分ではない。私の考えるところ、それは人口減の最大の原因が分かっていないことに起因していると思われるが、そのことを端的に示すもののひとつに次のグラフが示す未婚割合の上昇が止まる(あるいは一時減少する)との予測がある。

図 1 50 歳時の未婚割合の推移



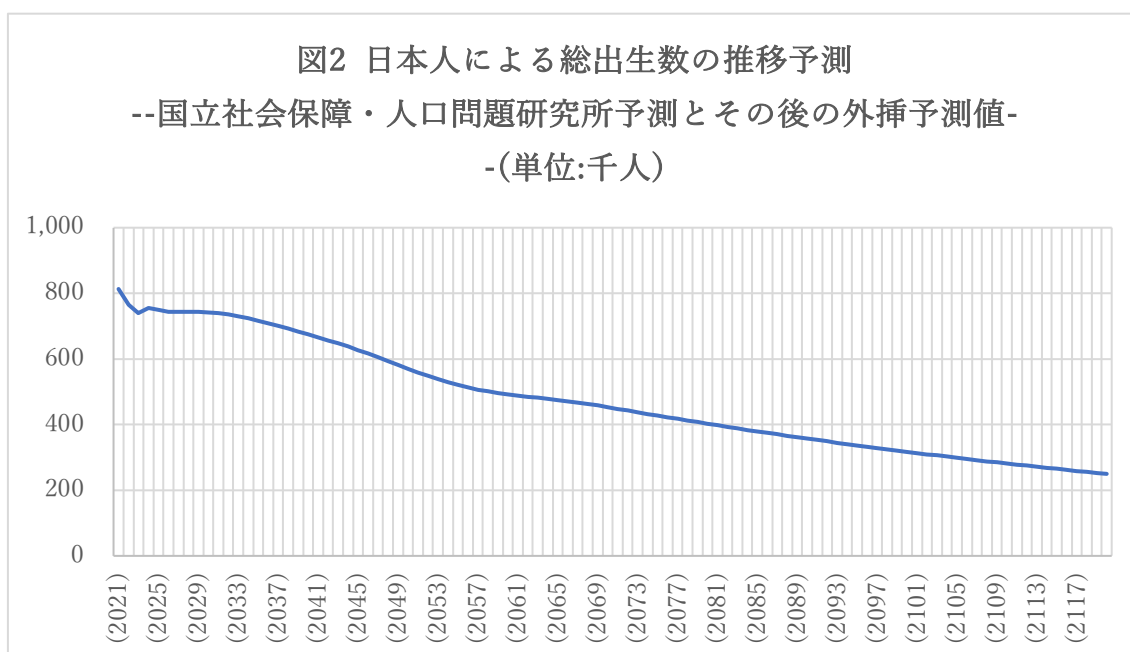
出典：2020 年までは総務省統計局「国勢調査」、それ以降は国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」（2018 年推計）より作成。

### 代替的なまったく別の予測方法

したがって、ここでは少し別の方法を用いて私なりの人口予測を行なってみたい。もちろん、国立社会保障・人口問題研究所のような大規模な作業はできないので、主に出生数の予測のみに依存して計算をしてみたいと考える。その理由は、外国人を除く限り、 $x$  歳の日本人は  $x$  年前に生まれた人数を上回ることが決してできない、そして、その人口は平均して 0 歳児の平均余命までは生き続けると想定されるからである。

そのため、私の予測の基礎となるのは今後 100 年間の出生数で、次の図の左半分は基本的には人口研の出生数予測を、右半分は 2020 年か 50

年までの出生数の平均減少率で延長をした数字を示している。となると、もし平均寿命が 100 歳ならこのすべての積分値が 100 年後の総人口数、平均寿命がたとえば 89 歳ならその左端を 11 年分カットした積分値が人口予測となる。実際、この「89 歳」というのは人口研による 2070 年段階の平均寿命の予測値である。



この方式による 2120 年の予測値は 3872 万人となった。4000 万人を割るとこの結果は国立社会保障・人口問題研究所の「長期参考推計」4973 万人を約 1000 万人下回っている。

以上のような計算をして改めて思うことは、あまりに暗い予測を国立社会保障・人口問題研究所が避けようとしたのではないかと、この疑いである。昨年 2023 年の予測を 2017 年のそれより上方に修正させたというようなことはその典型である。また、2005 年生まれの世代から平均初婚年齢や未婚者割合、出生力などの悪化が進行しなくなるとの想定、2070 年以降の「長期参考推計」では出生率、出生性比、生存率、国際人口移動率のすべてが一定という想定も極めて恣意的である。その他、いくつかの論点を報告では述べることにしたい。

## 参考文献

大西広(2023)『「人口ゼロ」の資本論』講談社+α新書



## 2015 年産業連関表に基づくエネルギー及び輸入製品価格の上昇による 生産者価格への影響

倉田知秋(環太平洋大学)

則竹悟宇(立教大学院)

櫻本健(立教大学)

はじめに

2015 年名目の『平成 17-23-27 年接続産業連関表』を用いて 2020 年から 2023 年末までの物価上昇を輸入内生型均衡価格モデルで波及寄与率や影響度を計算した。2020 年からの物価上昇は、新型コロナウイルス感染症の流行、ウクライナ戦争といった広範囲な要因にわたるため、為替レートの変動による輸入品価格上昇、エネルギー輸入価格上昇、賃金上昇の 3 つを織り込むことにした。他国でのインフレや食料品価格の上昇は盛り込んでいない。2024 年の賃金上昇を 5% と仮定した。

### 1. 物価上昇を分析するモデルと前提条件

#### (1) 均衡価格モデルに関する先行研究

産業連関分析における均衡価格モデルを用いた研究には、一定の蓄積がある。しかし、これらの研究は、主に 2000 年前半のものが中心であり、新型コロナウイルス感染症の流行、ウクライナ戦争といった 2020 年以降の物価上昇についての分析が必要である。加えて、為替レート、エネルギー輸入価格、賃金コストの変動を包括的に検証した分析が不足している。そのため、本稿では 2020 年以降の為替レート、エネルギーの輸入価格、賃金の変動に焦点を当て、それぞれの影響について分析を行う。

#### (2) 輸入内生型均衡価格モデルの検討

本稿で利用する推計式をモデルから以下のように導出した。

$$\Delta P = \{I - A'(I - M)\}^{-1} A' M \Delta P_m + \{I - A'(I - M)\}^{-1} \Delta V$$

国内価格の変化は、輸入価格の変化と付加価値率の変化に分解されることがわかる。輸入価格と付加価値率それぞれに投入係数の転置行列からなる逆行列係数を乗じることで国内価格への影響が導出される。付加価値率の変化は、賃金の変化等によって生じ、輸入価格の変化は、外国価格と為替レートの変化の影響によってもたらされる。物価上昇の影響をこの推計式から算出する。

### 2. 物価上昇と仮定

#### (1) モデルの条件設定

本稿での前提条件として為替レートの変化による輸入品価格上昇、エネルギーの輸入価格の上昇、賃金の上昇の 3 つの仮定についてまとめる。輸入品は約 109 円から 141 円まで円安が進むと、輸入品は 29% 値上がりする。輸入比率が高いかどうかで輸入品価格上昇の影響が変わる。輸入品価格が 28.9% 上昇した場合の仮定は本稿ではシナリオ 1 とする。

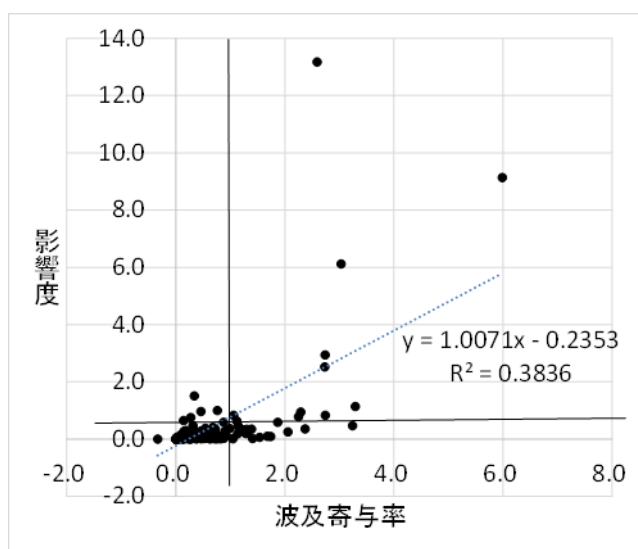
次にエネルギー価格は日本銀行「企業物価指数」(CGPI)輸入物価指数石油・石炭・天然ガスを利用した。2020 年 1 月段階で 140.5 であった。2023 年 11 月段階で 274.4 であった。CGPI の契約ベースでの指数とウェイトをそのまま利用するのであれば、エネルギー輸入価格は 95.3% 上昇したということになる。このシナリオをシナリオ 2 とする。

内閣府『国民経済計算』によると、雇用者報酬は 2020 年第 1 四半期から 2023 年 7-9 月期まで、(季節調整済みで)4.36% 増加していた。本稿では賃金について 4.36% の上昇率と追加で 5% の賃金上昇が行われると仮定した。この 5% はあくまでも 2024 年の動きを盛り込んだ設定である。今回は単純化のために 5% 賃金上昇したという設定を全部門に適用することにし、この賃金上昇の仮定をシナリオ 3 とする。

## (2) 推計結果

部門別に日本経済への影響度の大きさ別にしたランキング結果を見ると、卸売、石油製品、電力、鉄鉄・粗鋼、プラスチック製品、小売が上位となる。生産者価格で見ているため、実際には鉄鉄・粗鋼は車や建設資材になり、構造物価格の上昇にある。電力や資材価格はまた波及して、次の価格上昇の引き金となる。

市場規模を考慮してみるため、波及寄与度、日本経済への影響度の算術平均(両方 0.55%)を基準に 182 部門別を 4 象限に分けた。波及寄与度が平均より大きいと、価格上昇圧力が平均よりもかかっていることを示す。影響度が平均よりも大きいと、市場規模が大きく、日本経済への影響力が大きいため、価格転嫁がしやすい可能性があることを示している。



価格上昇圧力が比較的軽微で、価格転嫁がしにくい第 3 象限が最も多くなっている。状況から考えて最も苦しい状況になるのが、第 4 象限となる。第 4 象限に分類されていて影響度で上位にいる部門を抜き出すと、畜産食料品、畜産、紙・板紙、飼料・有機質肥料、その他の化学最終製品、その他の飲料、合成樹脂、精穀・製粉、木材、育林などとなっている。独占度の程度も重要となるが、主に畜産、食べ物関係、林業といった分野が位置していて苦しい状況に置かれている。

## おわりに

今回の物価上昇は特定部門に強いしわ寄せとなる一方で、値上げが難しい部門が生じ、そうした部門では企業収益を悪化させる要因になっている可能性があることが推測される。今回は生産者価格を用いているほか、独占度を見ていないなど分析で課題も残った。本稿での分析は、仮定や計算方法に基づいているため、実際の状況とは異なる可能性がある。また、物価上昇には他にも影響する要素があるため、さらなる分析が必要である。

# 関西国際空港と中部国際空港の立地がもたらした人口・産業・地価 の変化 —2次メッシュデータに基づく広域的な分析—

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 情報社会学部)

## 1 はじめに

本研究の目的は、新たに建設された国際拠点空港（以下、「新空港」）について、着工前の一時点を基準年とし、着工時、開港直後、および運用時（開港からおよそ5年後）という時系列の中で、新空港開港が周辺地域に与えた影響を把握することにある。具体的には、新空港およびそれと対になる既設空港（以下、「旧空港」）を含む圏域（空港影響圏域）を定義して、その中で人口・産業・地価などの社会経済指標がどのように推移したかを、地域メッシュ統計データ等を用いて分析するもので、これまでに複数の研究報告を行ってきたところである。

今回の報告では、これまでと同様に新空港と旧空港を含む2つの1次メッシュ区画からなる「1次メッシュ圏域」を対象としながら、2次メッシュ区画（およそ10km×10km）を分析単位として広域的な視点から影響を把握する。

## 2 研究方法

利用するデータは表1に示し、関西空港エリアの1次メッシュ圏域を図1、中部空港エリアの1次メッシュ圏域を図2に示す。それぞれのエリアにおいて新空港と旧空港を結ぶ路線5km圏を示したが、これは1次メッシュ圏域内で空港及び都心部に影響範囲を絞って分析するために定義したものであった。

今回の報告では、2次メッシュ単位でみたときに人口・従業者数などの実数が大きく、社会経済的に重要と思われる区域に注目して分析を行った。関西空港エリアにおいては①新空港周辺のほか、①京都市周辺から⑤和歌山市周辺の5区域を抽出した。また、中部空港エリアにおいては①新空港周辺のほか、①浜松市周辺から④鈴鹿市周辺の5区域を抽出した。

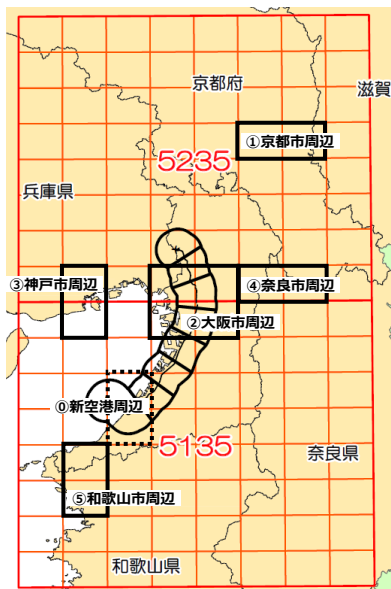


図1 関西空港エリアの1次メッシュ圏域

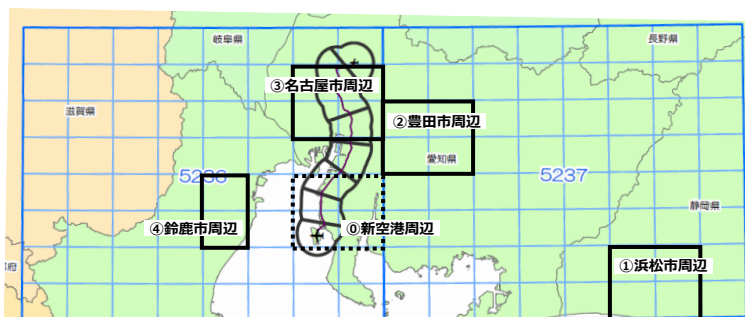


図2 中部空港エリアの1次メッシュ圏域

表1 利用データ

| 空港影響圏域     |             | 関西空港エリア    |      |      |      | 中部空港エリア    |      |      |      |
|------------|-------------|------------|------|------|------|------------|------|------|------|
| 1次メッシュ圏域※1 |             | 5135, 5235 |      |      |      | 5236, 5237 |      |      |      |
| 測地系        |             | 日本測地系      |      |      |      | 世界測地系      |      |      |      |
| 利用データ      | 時系列         | 基準年        | 着工時  | 開港直後 | 運用時  | 基準年        | 着工時  | 開港直後 | 運用時  |
| 地域メッシュ統計   | 国勢調査        | 1985       | 1990 | 1995 | 2000 | 1995       | 2000 | 2005 | 2010 |
|            | 事業所・企業統計調査  | 1986       | 1991 | 1996 | 2001 | 1996       | 2001 | 2006 |      |
|            | 経済センサス-基礎調査 |            |      |      |      |            |      |      | 2009 |
| 公示価格※2     | 住宅地価        | 1985       | 1990 | 1995 | 2000 | 1995       | 2000 | 2005 | 2010 |

※1 1次メッシュ圏域内のメッシュは10kmメッシュ（第2次地域区画）を用いている。

※2 公示価格はメッシュごとに平均値価格を算出して用いている。

### 3 分析結果

着工前の一時点を基準年とし、着工時、開港直後、および運用時（開港からおよそ 5 年後）という 3 時点において、2 次メッシュ単位で夜間人口（合計）、全産業従業者数（合計）、住宅地価（平均値）の対前期比を算出した（図 3 および図 4 は全産業従業者数の分析例）。

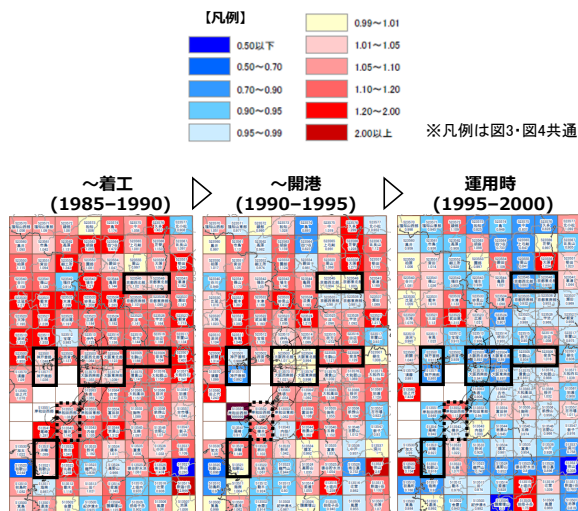


図 3 関西空港エリアの分析例  
(全産業従業者数の対前期比)

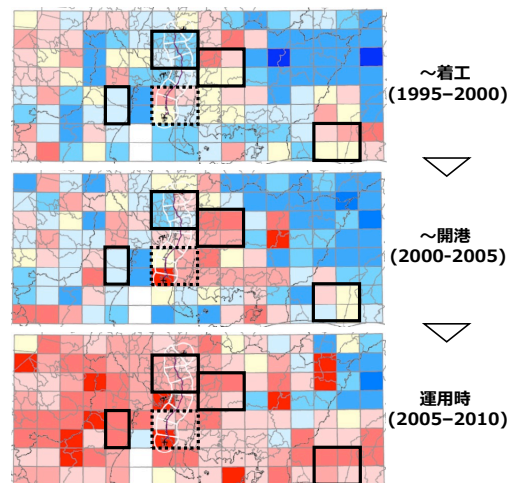


図 4 中部空港エリアの分析例  
(全産業従業者数の対前期比)

● 関西空港エリア（表 2）：全域の夜間人口が緩やかに増加ないしは横ばいで推移する中で、都市部の周辺では上昇し、圏域の周辺部では低下する傾向がある。全域の全産業従業者数がやや増加からやや減少へと転じていく中で、都市部では大きく低下する一方、新空港周辺や都市部の周辺で緩やかな上昇傾向がみられる。住宅地価は全体的に大きな上昇から大きな低下へ転じていく中で、都市部での低下が顕著であり、周辺部ほど低下が緩やかになる傾向がある。

● 中部空港エリア（表 3）：全域の夜間人口が緩やかに増加ないしは横ばいで推移する中で、都市部とその周辺では上昇し、圏域北東部における低下は顕著である。全域の全産業従業者数がやや低下からやや上昇へと転じていく中で、名古屋市周辺を除く都市部あるいは圏域の西部で大きく上昇する傾向がみられる。住宅地価については、全体的に緩やかな低下ないしは横ばいが続く中で、都市部では上昇傾向が見られる。

表 2 関西空港エリアの分析結果（対前期比）

| 関西空港エリア | 夜間人口 |     |     | 全産業従業者数 |     |     | 住宅地価 |     |     |
|---------|------|-----|-----|---------|-----|-----|------|-----|-----|
|         | ～着工  | ～開港 | 運用時 | ～着工     | ～開港 | 運用時 | ～着工  | ～開港 | 運用時 |
| 全域      | →    | →   | →   | ↘       | ↘   | ↘   | ↘    | ↘   | ↘   |
| ⑩新空港周辺  | →    | ↗   | →   | ↗       | ↗   | →   | ↗    | ↗   | ↘   |
| ①京都市周辺  | →    | →   | →   | →       | →   | ↘   | ↘    | ↘   | ↘   |
| ②大阪市周辺  | →    | →   | →   | ↗       | ↗   | ↘   | ↘    | ↘   | ↘   |
| ③神戸市周辺  | →    | ↘   | ↗   | →       | ↘   | ↘   | ↘    | ↘   | ↘   |
| ④奈良市周辺  | ↗    | ↗   | →   | ↗       | ↗   | →   | ↗    | ↘   | ↘   |
| ⑤和歌山市周辺 | →    | →   | →   | ↗       | →   | ↘   | ↗    | ↘   | ↘   |

表 2・表 3 に共通の評価尺度) ↗大きく上昇↖ やや上昇↔ あまり変化なし↘ やや低下↘ 大きく低下

表 3 中部空港エリアの分析結果（対前期比）

| 中部空港エリア | 夜間人口 |     |     | 全産業従業者数 |     |     | 住宅地価 |     |     |
|---------|------|-----|-----|---------|-----|-----|------|-----|-----|
|         | ～着工  | ～開港 | 運用時 | ～着工     | ～開港 | 運用時 | ～着工  | ～開港 | 運用時 |
| 全域      | →    | →   | →   | ↘       | ↘   | ↗   | ↘    | ↘   | →   |
| ⑩新空港周辺  | →    | →   | ↗   | →       | ↗   | ↗   | ↘    | ↘   | ↘   |
| ①浜松市周辺  | ↗    | ↗   | →   | ↗       | →   | ↗   | ↘    | ↘   | →   |
| ②豊田市周辺  | ↗    | ↗   | ↗   | →       | ↗   | ↗   | ↘    | ↘   | ↗   |
| ③名古屋市周辺 | →    | →   | →   | ↘       | ↘   | ↗   | ↘    | ↘   | ↘   |
| ④鈴鹿市周辺  | →    | ↗   | →   | →       | →   | ↗   | ↘    | ↘   | ↘   |

### 4 考察

新空港立地に伴う直接的な影響を把握する上で、路線 5 km 圏における分析が有用であることはこれまでの研究で見えてきた通りである。今回は分析範囲を 1 次メッシュ圏域全体に拡大して 2 次メッシュ単位で分析を行ったことで、広域的にみてどの範囲まで影響が及んでいるのかを把握することができたと考えている。しかしながら、大規模な景気変動や災害など、その影響が圏域全体に及ぶような要因をどのように扱うかという課題は残されたままである。

## 統計推計プロセスの透明化・デジタル化とその課題

赤木 茅（千葉商科大学）

はじめに

令和 5 年 3 月 28 日に閣議決定された「公的統計の整備に関する基本的な計画 第Ⅳ期基本計画」(以下,第Ⅳ期計画)[1]においては,同第Ⅲ期基本計画と比較して「デジタル化」の必要性が強調されており,その内容は総務省による報道資料[2]において,「公的統計の整備におけるデジタル化への対応」として,詳細にまとめられている.第Ⅳ期計画では,デジタルに関連する対象として,①デジタル経済の実態把握,②調査報告者の負担軽減・統計ユーザーの利便性向上を目的とした統計基盤のデジタル化,③デジタル技術による統計作成の効率化・正確性向上(以下,統計のデジタル化),の 3 要素に言及されている.本稿では主に統計の推計プロセスのデジタル化に関する③を対象として,その要求するところと問題意識,及び具体的な実現方法に関する整理,考察を行う.

### 1. デジタル技術による統計作成の効率化・正確性向上

第Ⅳ期計画では統計のデジタル化における具体的な施策として主に「汎用的な集計ツールの開発」,及びその前提としての「統計作成プロセスの可視化,標準化,マニュアル化」が掲げられている.

集計ツールに関しては,政府統計共同利用システムにおいて,統計調査毎に共通利用可能な前処理,エラーチェック,基本的集計,計算,統計表編集,検算,出力,e-stat への登録などの機能をパッケージ化した汎用ツールを総務省が整備するとされている[3].

集計・推計をデジタル化するためには,既存の集計方法を統一的に記述し,プログラム,RP A(Robotic Process Automation)等の形式に変更する必要がある.したがって,デジタル化の前段階として,業務プロセスの可視化,業務マニュアルの整備と統計作成プロセスの標準化が推進される.記述される仕様として記載すべき内容の目安は総務省の策定する「統計作成ガイドブック」において定められるとされており,要約版資料[5]のみが公開されている.

### 2. マニュアル及び仕様設計の要件

デジタル化及び,業務マニュアル作成の主目的は,公的統計の品質確保であり「公的統計の総合的品質管理を目指した取組について(建議)」[7]及び,「公的統計の総合的な品質向上に向けて(建議)」[8]において,デジタル化によるヒューマンエラーの低減,再検証,透明性などの必要性が述べられている.建議[7]においては,統計の品質を損ねる大きな要因として,改修等への対応が可能な者が限定されており,業務資料が不十分であることによって生じる「ブラックボックス化」が挙げられている.ブラックボックス化の対策としては主に,C OBOL 等のシステムから Excel 等の広範な職員が理解可能なシステムへの移行及び,業務内容の明確化・文書化の徹底が提言されている.しかし,これらの要求の妥当性に関しては,特に仕様記述及び,システム開発手法に関してより詳細な議論が必要である.

#### 2.1. 仕様記述における問題点

作成する業務マニュアルに関しては,業務内容の明確な文書化による業務全体像の透明性確保([7],p19)に合わせて,外部検証可能性を確保する必要がある([7],p6)としている.「集計表その他の出力結果の再現性の確保」は,「公的統計の品質保証に関するガイドライン」



[6]においても定められており、品質保証における重要な要件である。しかし、外部検証可能性即ち集計値の再現を可能とする仕様記述の要件は非常に厳格である。筆者は過去の研究[4,5]において、建議[7,p94]に記載される、数値記入箇所の異常値処理方針、区分条件未定義など、仕様書の不明確さを原因として再現に失敗している。建議における指摘は、外部への発注の際のミスが発生原因に関する言及であるが、これは統計推計の再現性において共通の問題である。現在はこれら異常値等に関する処理において共通の基準がないため、各統計推計担当局、担当者、年度毎に異なる方法で処理がなされている。処理規則は、推計値に大きな影響を及ぼすため、仕様記述の方針として省庁間で共通の規則を設けて統一することが望ましい。更に、再現性を担保するためには、各データと計算の値、処理が対応した形式仕様記述言語や UM 図などの方法を選択し、統一的な基準で運用する必要がある。

## 2.2. 開発手法における問題点

建議[7]では、結果数値の訂正の原因における、ヒューマンエラーと、委託業者におけるプログラムミスを区別している。しかし、ヒューマンエラーのうち集計誤りや報告誤りと認定されているものの中には Excel による計算の誤りが含まれている。基本的に、Excel は、プログラムと比較してミスの温床となりやすことで知られており[9]、ヒューマンエラーの除外を目的としたデジタル化の方針と表計算仕様の推奨には矛盾がある。インハウスプログラムのブラックボックス化の要因とされる専門性の高さは、2020 年以降プログラミングが義務教育必修化された我が国では妥当ではない。その他、Excel におけるドキュメント生成システムの不備、「デジタル技術を活用した業務マニュアルの更新状況の管理」などを鑑みてもそれらの要件を満たした、海外事例[10,11]等のバージョン管理システムを用いたプログラム及びマニュアルの公開などを参考とし、標準的なプログラム開発環境の導入の検討が望ましい。

### 参考文献:

- [1] 総務省 (2023) 公的統計の整備に関する基本的な計画第IV期基本計画(令和 5 年 3 月 28 日閣議決定), [https://www.soumu.go.jp/toukei\\_toukatsu/index/seido/12.htm](https://www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/index/seido/12.htm)
- [2] 総務省 (2023) 報道資料「公的統計の整備に関する基本的な計画の変更」別紙 2「公的統計の整備に関する基本的な計画」本文【参考】公的統計の整備におけるデジタル化への対応, [https://www.soumu.go.jp/menu\\_news/s-news/01toukatsu01\\_02000210.html](https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01toukatsu01_02000210.html)
- [3] 総務省 (2022)資料 1-2 システム等に関する課題への対応イメージ,第 4 回公的統計品質向上のための特別検討チーム会合, [https://www.soumu.go.jp/main\\_sosiki/singi/toukei/kikaku/kaigi/02shingi\\_05\\_02000547.html](https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/singi/toukei/kikaku/kaigi/02shingi_05_02000547.html)
- [4] 赤木 芽 (2023) 経済センサス個票を用いた産業別商品産出表 (V 表) の推計—供給表推計システムのプロトタイプ開発一,産業連関,30 巻, 1 号,22-34
- [5] 赤木 芽 (2020),産業別生産物産出表(V 表)作成手法に関する調査及び供給表プロトタイプ開発手法概要,ESRI Research Note, No.57
- [6] 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング株式会社 (2022) 令和 4 年度統計調査業務改善に関する調査研究事業 調査報告書 (1)要約版資料の作成, 大臣官房調査統計グループ 統計企画, [https://www.meti.go.jp/eti\\_lib/report/2022FY/000670.pdf](https://www.meti.go.jp/eti_lib/report/2022FY/000670.pdf)
- [7] 総務省(2010)「公的統計の品質保証に関するガイドライン」, <https://www.stat.go.jp/data/guide/pdf/guideline.pdf>(閲覧日:2021/09/22).
- [8] 総務省 (2022) 公的統計の総合的な品質管理を目指した取り組みについて(建議),第 141 回統計委員会建議, [https://www.soumu.go.jp/main\\_content/000647066.pdf](https://www.soumu.go.jp/main_content/000647066.pdf)
- [9] 総務省 (2022) 公的統計の総合的な品質向上に向けて(報告書), 第 181 回統計委員会建議, [https://www.soumu.go.jp/main\\_content/000829746.pdf](https://www.soumu.go.jp/main_content/000829746.pdf)
- [9] Raymond R. Panko (2008) What We Know About Spreadsheet Errors,Journal of Organizational and End User Computing, 10, 2
- [10] Office for National Statistics, UK ONS Digital, <https://www.ons.gov.uk>
- [11] US Census Bureau, US Census Bureau,GitHub, <https://github.com/uscensusbureau>

## 複数年歳出予算の編成過程におけるインフレーションの取り扱いについて\*

朝倉 啓一郎（流通経済大学 経済学部）

近年注目される宇宙活動において、時点間の価格調整指数として、2000 年代初頭までの書籍・資料においては、国防総省（Department of Defense ; DoD）のインフレーション係数（Inflation Factor）の使用が推奨されていた。その後、NASA の *Cost Estimating Handbook*（2002、ver.1）において、NASA のインフレーション・インデックス（NASA New Start Inflation Index）の一部が紹介され、それと平行して、指数自体も、Excel のスプレッドシート形式の時系列データとして、公開が開始された。

公表された NASA のインフレーション・インデックスは、過去のミッションコストの時点調整や新規プロジェクト（とりわけ R&D プロジェクト）の将来推計額のために使用することが作成目的とされ、財政年度（Fiscal Year ; FY）を単位とした系列であり、特に、インフレの将来予想値も推計・公表していることが特徴である。

ただし、NASA の *Cost Estimating Handbook* において、説明文中の関連用語リストのなかに、唐突に Raw Inflation Index、Weighted Inflation Index、Composite Inflation Index の用語が現れるが<sup>1</sup>、それらの相違点や、NASA のインフレーション・インデックスとの対応関係を吟味することは難しく、さらに、説明文中に、予算編成に関連すると思われる Appropriation、Then Year (TY) Dollars、Outlay Profile 等の用語も使用され、その意図するところを把握することが難しかった。

しかし、2016 年に公開された NASA FY16 Inflation Tables を所収する Excel ファイルの中に、FAQ として、簡単な説明文章（pdf ファイル）が組み込まれ（現在は、Excel ファイルの外でも公開）、NASA のインフレーション・インデックスが複数の指数を集計した Composite Inflation Index であることや、詳細な情報ソースとして、*DoD Inflation Handbook* 等が提示されることとなった（NASA の *Cost Estimating Handbook* も ver.4（2015）から、*DoD Inflation Handbook* が情報ソースとして示されている。）

そこで、*DoD Inflation Handbook* とその他の関連資料を用いて、Raw Inflation Index と Weighted Inflation Index の意味内容を確認するが、それは、同時に、アメリカの予算制度を確認する作業でもあることから、ここでは、05 年財政年度（架空年）を仮説例として、説明を試みたい<sup>2</sup>。

アメリカにおいては、例年 2 月、大統領による予算案（大統領予算）が議会に提出され、その後、議会による予算編成が開始される。そして、議会が作成した 05 年度歳出予算

---

\* 報告タイトルの「歳出予算」は、アメリカ議会が決定する固有名詞としての「歳出予算」ではなく、一般的な歳出を意味する用語として使用しています。

<sup>1</sup> 指数の名称は、常に一貫しているわけではないが、説明のために、この名称で統一しておく。

<sup>2</sup> 以下の手順は、予算を義務的経費と裁量的経費に区別した時の裁量的経費に対応する予算編成である。

(appropriation) が大統領のサインによって成立することにより、行政府は、05 年度の新規の予算権限 (budget authority) が与えられ、債務負担 (obligation) とそれに基づく支出 (outlay, expenditure) が可能となる。ここで、05 年度の債務負担には、単年度 (one-year) と複数年度 (multiyear) の有効期間があること<sup>3</sup>、さらに、支出については、債務負担の有効期間が満了 (expiration) となった後も、有効期間内の契約については、その後の 5 年間に渡る支出が認められていることを、確認しておく<sup>4</sup>。したがって、05 年度の債務負担可能額は、05 年度だけでなく、05 年度以前の債務未負担 (unobligated) 額も含むこととなる。さらに、05 年度の支出額は、05 年度以前の債務負担による 05 年度の支出額に、05 年度の債務負担による 05 年度の支出額を加えた値となる。もちろん、05 年度の債務負担による支出額は、06 年度以降も継続することとなる<sup>5</sup>。

そのような枠組みの中で、大統領予算の策定者は、05 年度の予算権限額 (要求額) を決定する時に、将来のインフレを予想し、購買力の低下を回避することを検討しなければならない。そこで、行政管理予算局 (Office of Management and Budget ; OMB) は、財務省と大統領経済諮問委員会 (Council of Economic Advisers ; CEA) による「トロイカ体制」によって、主にエネルギー省 (Department of Energy ; DoE)、労働統計局 (Bureau of Labor Statistics ; BLS)、商務省経済分析局 (Bureau of Economic Analysis ; BEA) からのデータを利用しながら、予想インフレ率を含めた予測値系列を作成する。また、省庁においては、「より妥当な」「より適切な」予測値も利用しながら、大統領予算の作成が進んでいく。ここで、将来のインフレ率を考慮した予想名目価格を Then Year (TY) ドルと呼んでいることを確認しておく。

さらに、05 年度とそれ以降の支出計画に関する「支出プロファイル (Outlay Profile)」が「支出率 (Outlay Rate, Spend-out Rate)」として準備される。そして、「支出率」が年度単位の指数と結合されることによって、インフレによっても購買力が低下しない複数年支出総額を、単年度の予算権限額 (要求額) として計算するための指数が作成される。それが、Weighted Inflation Index であり、「支出率」を組み込んでいない指数を Raw inflation Index (含む Composite Inflation Index) と呼び、区別している。

なお、議会が編成する歳出予算においても、その前段の大統領予算においても、予算の作成段階で前提とした経済・社会環境、そして、インフレ予想値が、予算の執行段階では異なってくることは、十分に予想される。その場合には、資金の移転 (transfer) やリプログラミング (reprogramming) による柔軟措置が認められていることも、指摘しておく。

本報告では、NASA のインフレーション・インデックスを起点として、アメリカの予算作成過程におけるインフレーションの取り扱いについて、予算制度との関連性を述べながら、その特徴等について報告させて頂く。

---

<sup>3</sup> 債務負担の有効期間が無期限 (no-year) の場合もある。

<sup>4</sup> その後、債務負担は失効 (cancellation) する。

<sup>5</sup> 結果として、05 年度の新規の予算権限と 05 年度の支出額は、一致しない。



## 生活扶助相当 CPI を用いたデフレ調整における始期の妥当性の検証

鈴木 雄大（北海学園大学）

### はじめに

国は 2013 年 8 月から 3 回に分けて、平均 6.5%、最大 10%の生活保護基準の引下げを実施した。この引下げの根拠の大部分は、厚生労働省が独自に算出した「生活扶助相当 CPI」を用いた「デフレ調整」である。生活扶助相当 CPI は 2008 年と 2011 年についてそれぞれ算出され、デフレ調整はこの変化率と同率で生活扶助基準を引き下げたものである。

2008 年は総務省統計局が作成する消費者物価指数（以下、総務省 CPI）が他の期間と比較して大きく上昇していた年であり、国が変化率算出の始期を 2008 年としたことは、「生活保護基準引下げ違憲訴訟」（以下、訴訟）における争点の 1 つとなっている。

本報告の目的は、デフレ調整の始期を 2008 年としたことについて、訴訟における国の主張の検討を通じて、データ分析の観点からその不適切性を示すことである。

### 1. 生活扶助相当 CPI の始期をめぐる議論

デフレ調整の始期を 2008 年とした理由について、国は訴訟の中で次のように主張している。すなわち、「デフレ調整の目的が、平成 20 年以降の社会経済情勢による生活扶助基準と一般国民の生活水準との間の不均衡を是正することにあつたためである」こと、「平成 19 年検証によって、生活扶助基準が一般低所得世帯の消費水準と比較して高いという結果が得られており、生活扶助基準を引き下げる必要性が認められたことを踏まえつつ、当時の社会経済情勢等（物価上昇を含む。）を総合的に勘案して、これを据え置くという判断をしており、平成 20 年までの社会経済情勢は、既に同年度の改定において斟酌されているということができた」ことである。（名古屋高裁判決：51-52）

これに対して原告は、2008 年を起点として変化率を算出すると、2008 年に生じた CPI の上昇が反映されなくなることを主張している。

### 2. 国の主張に対する理論的検討

国の主張と実際に行われたデフレ調整の内容を検討すると、次の 4 つの問題点がある。

第 1 は、暦年と年度の不一致である。生活保護基準は「年度」単位で定められているのに対して、デフレ調整に用いられた生活扶助相当 CPI は「暦年」のデータである。総務省 CPI は年度のデータも公表されており、年度のデータを用いることは容易である。

第 2 は、2008 年の動向が生活扶助基準に反映されてないことである。2008 年「以降」の動向を反映させるのであれば、2008 年の変化も反映させなければならない。国による「以降」という表現は、全国 29 都道府県の訴訟において共通して用いられているものであり、訴訟の中で何度も主張されていることを考慮すれば誤植という可能性はない。

第 3 は、2008 年度については社会経済情勢等を考慮して据え置いたことで同年の社会経済情勢等は斟酌されている旨の主張をする一方で、2009 年以降については、同様に社会経済情勢を理由に据置き判断をしているにもかかわらず、デフレ調整の対象となったという矛盾である。国は、2008 年だけでなく、2009～2012 年度についても経済情勢等を総合的に考慮したとして生活扶助基準の据置きを行っているにもかかわらず、2008 年はデフレ調整の対象に含めず、2009 年以降の動向のみを事後的に反映させている。

第 4 は、国は 2008 年の物価上昇分を同年度の改定において考慮したとしているが、それは「定量的に」、すなわち、物価上昇分を数値として算出してこれを考慮したものではないにも関わらず、デフレ調整は定量的に行われたという矛盾である。事後的に実施されたデフレ調整の際に 2007 年から 2008 年にかけての物価上昇分を定量的に考慮することも可能であるが、そのような対応も取られていない。

### 3. 定量的検討

2007 年・年度を起点として、①生活扶助相当 CPI と概ね同様の方法、②総務省 CPI の方法に準じた方法、③社会保障生計調査のウェイトを用いる方法によってそれぞれ指数を算出すると、下表のとおりとなる。

<表 2007 年・年度を起点とした場合の各種試算値>

|      | 2010基準指数×2010CPIウェイト (P式等価)     |                      |                               |                      |                      |                               |
|------|---------------------------------|----------------------|-------------------------------|----------------------|----------------------|-------------------------------|
|      | 年次                              |                      |                               | 年度次                  |                      |                               |
|      | 全品目                             | 生活扶助相当品目<br>(全品目積上げ) | 生活扶助相当品目<br>(生活扶助相当<br>CPI方式) | 全品目                  | 生活扶助相当品目<br>(全品目積上げ) | 生活扶助相当品目<br>(生活扶助相当<br>CPI方式) |
| 2007 | 103.4                           | 104.5                | 104.3                         | 103.4                | 104.3                | 104.2                         |
| 2008 | 103.7                           | 104.5                | 104.5                         | 103.4                | 104.5                | 104.4                         |
| 2010 | 100                             | 100                  | 100                           | 99.9                 | 99.9                 | 99.9                          |
| 2011 | 99.7                            | 99.5                 | 99.5                          | 99.8                 | 99.5                 | 99.5                          |
|      | Laspeyres 接続指数×2010社会保障生計調査ウェイト |                      |                               |                      | 2005CPIウェイトによる接続     |                               |
|      | 年次                              |                      | 年度次                           |                      | 年次                   | 年度次                           |
|      | 全品目                             | 生活扶助相当品目<br>(全品目積上げ) | 全品目                           | 生活扶助相当品目<br>(全品目積上げ) | 生活扶助相当品目<br>(全品目積上げ) |                               |
| 2007 | 101.1                           | 100.8                | 101.1                         | 100.8                | 100.2                | 100.4                         |
| 2008 | 102.5                           | 102.6                | 102.5                         | 102.7                |                      |                               |
| 2010 | 100                             | 100                  | 100.0                         | 100.1                |                      |                               |
| 2011 | 100.2                           | 100.3                | 100.2                         | 100.3                |                      |                               |

表から以下の 3 点を確認できる。

第 1 に、生活扶助相当 CPI で用いられた、2010 年基準指数に 2010 年の CPI ウェイトを乗じて算出する方法 (表上段) 以外の方法では、2007 年と 2008 年の指数の差が大きい。生活扶助相当 CPI 以外では、指数の変化率は、2007 年を起点とするか 2008 年を起点とするかによって大きく異なる。

第 2 に、総務省 CPI ウェイトによる指数と社会保障生計調査ウェイトによる指数の乖離が大きい。生活保護世帯の直面する物価変動を測定する場合、ウェイトは生活保護世帯の消費実態に基づいたデータでなければならない。

第 3 に、年次データと年度次のデータによる差は小さい。年次と年度次では 4 月～12 月、すなわち 4 分の 3 の期間が重複しているため、重複していない期間に極端に大きな変動が生じていない限り、大きな差となることは考えづらい。

国によるデフレ調整の始期の設定は、理論的にも定量的にも不適切であると結論付けられる。

## 社会階級別または貧富階層別の一票価値

木下 英雄(大阪経済大学・非常勤)

多くの国では、地域別に選挙区が作られ、地域別選挙区間の一票価値格差は縮まり、日本では、ほぼ 2 倍以内におさまるようになって来ている。しかし、飽くまで、縮まっているのは、制度化された地域選挙区どうしの間での一票価値格差であり、地域別以外の格差は必ずしも縮まっているとは言えない。近年、男女別の一票価値格差、すなわち、男女間の人口構成比 1 対 1 に合わせて、議員構成比も 1 対 1 にするべきだという主張が行われるようになり、世界の女性の声の突き上げが起り、急速に女性議員を増やす動きが世界に広がった。男女間以外でも、一票価値格差を縮めることは重要であろう。最も重要と考えられる一票価値格差の縮小は、社会的利害対立の最も激しい分野におけるそれであろう。それは、社会階級間や貧富階層間における一票価値格差の縮小である。男女間同様、社会階級別ないし貧富階層別においても、議員構成比を人口構成比に合わせるべきである。

11 年前には、経済統計学会での発表で資産階層別一票価値の日米比較を行った。日本では、虚偽報告に罰則がなく、証明書の添付は不要であるのに対し、米国には、情報がオープンにされ、有権者が政治家の活動を確認できるなら、政治とカネの対価関係は罪には当たらない、など言う考え方がなされている<sup>1</sup>とのことで、報告書の提出を怠ったり、資産の虚偽報告が分かると、政治倫理審査会で厳しく追及される。罰金も科される。そのため、米国では、各議員の比較的に正確な保有資産が示されるようになってい

ると考えられる。逆に、日本では、金融資産、不動産ともに、資産額を小さく申告してしまう議員が多く、議員構成比は、人口構成比ほどではないにしろピラミッド型に成ってしまっている。しかし、本当に、議員構成比はある程度はピラミッド型に成っているなどとみてよいか。決してそんなことはないと思われる。少なくとも米国の資産公開データでは、そうはなっていない。150 万ドル以下は、人口構成は、中間層がまだ厚く残っていると共に、最貧層に落ち込んでいる人たちがたくさんいるという構造だが、議員構成は完全に逆ピラミッドとなっており、200 万ドル以上では、人口構成ではピラミッド型でも、議員構成では、逆ピラミッドとまでは言えないものの富裕階層に向かっても議員数は減らない。そのため、最富裕層が最も一票価値が高く、最貧層が最も一票価値が低いという結果と成っており、実にその格差は、最富裕層は、最貧層の実に約 3500 倍にもなっている(表 1)。

表1 米国2007年資産階層別一票価値  
最富裕層と最貧困層の一票価値とを比較すると0.6970÷0.0002で約3500倍の差がある。

| 2007年純資産額     | 世帯数(千世帯)(A) | 議員数(人)(B) | 一票価値(B/A) |
|---------------|-------------|-----------|-----------|
| 赤字または0        | 19999       | 27        | 0.0014    |
| 0ドル～5千ドル      | 10562       | 2         | 0.0002    |
| 5千ドル～1万ドル     | 4598        | 5         | 0.0011    |
| 1万ドル～2万5千ドル   | 7082        | 11        | 0.0016    |
| 2万5千ドル～5万ドル   | 7756        | 15        | 0.0019    |
| 5万ドル～10万ドル    | 11900       | 21        | 0.0018    |
| 10万ドル～25万ドル   | 21520       | 63        | 0.0029    |
| 25万ドル～50万ドル   | 15844       | 85        | 0.0054    |
| 50万ドル～200万ドル  | 14785       | 189       | 0.0128    |
| 200万ドル～350万ドル | 1008        | 60        | 0.0595    |
| 350万ドル～500万ドル | 364         | 39        | 0.1071    |
| 500万ドル～1千万ドル  | 286         | 49        | 0.1713    |
| 1千万ドル～2千万ドル   | 116         | 26        | 0.2241    |
| 2千万ドル～        | 66          | 46        | 0.6970    |
| 合計            | 115885      | 638       | 0.0055    |

注1: 議員数はOpen Secret. org Center for Responsive Politicsより数えた。

注2: 世帯数は米国勢調査局“Wealth and Asset Ownership Data Tables”から2007年値を推計した。

注3: 200万ドル以上は人数だが“Personal Wealth, 2007” by Brian Raub and Joseph Newcomb, Statistics of Income Bulletin Winter 2012による推計を利用した。世帯数にすると諸要因のトータルでもっと少なくなることが考えられる。

注4: 議員の申告は不動産は不要であるのに対し、センサスデータと富裕層個人資産データは全資産が対象であり、議員資産はもっと多いと考えられる。議員家族資産も公開義務対象。

<sup>1</sup> 藤本一美「米国の政治資金制度のどのような点を学ぶべきか」LEC 東京リーガルマインド『法律文化』2004年1月。

10 年前には、日中間発達国際会議(東京で開催)において、中国全人代についての社会階級別ないし貧富階層別の一票価値格差の計算を試みた。しかし、残念ながら、資産格差を問うこと自体が弾圧の対象にもなり、困難だぞという報道も見られた。今回、得られたデータは、職業別データである。農民と労働者は、一票価値に相当する人口一定数当たりの議員数は、ほぼ同じである。それらと、党幹部、国家官僚、国有企業幹部との間には、2233 倍もの格差が

表2 中国2002年職業別一票価値

一票価値の最も大きい教授・研究者と一票価値の最も小さい農民との間には112,299÷0.014=8283倍の差がある。専門家は特別視してそれを除外しても、党指導部・国家官僚と農民との間には30,274÷0.014=2233倍の差がある。企業家と農民との間には8,479÷0.014=625倍の差がある。

| 職業         | 職業詳細  | 人口(A)    | 代表数(B) | 一票価値(B/A) |
|------------|---|----------|--------|-----------|
| 農民         | 農林水産生産人員、農業技術者                                | 41303348 | 56     | 0.014     |
| 労働者        | 製造業生産人員、運輸業運搬人員、検査・計量人員、服務人員、行政事務、郵便・通信人員、技術者 | 20725725 | 30     | 0.014     |
| 運動選手       | 体育活動人員  | 4107     | 13     | 31.653    |
| 軍人と警察和武装警察 | 安全防衛警備消防人員                                    | 586143   | 316    | 5.391     |
| 金融業人士      | 金融業務人員  | 210183   | 20     | 0.952     |
| 企業家        | 企業責任者   | 722936   | 613    | 8.479     |
| 医者         | 衛生専門技術人員                                      | 596440   | 88     | 1.475     |
| 法律界人士      | 法律専門人員  | 52096    | 69     | 13.245    |
| 作家・芸術家     | 文学芸術活動人員                                      | 133270   | 48     | 3.602     |
| 中小学校教師     | 教学人員  | 1349454  | 51     | 0.378     |
| 教授・研究者     | 科学研究人員  | 30989    | 348    | 112.299   |
| 幹部         | 共産党中央・地方組織責任者、国家機構責任者、民主党派・社会団体責任者、事業単位責任者    | 421820   | 1277   | 30.274    |
| 其他         | 経済業務人員、其他分類不能職業人員                             | 991502   | 55     | 0.555     |
| 合計         |   | 67128011 | 2984   | 0.445     |

注1: 代表数は毛里和子、加藤千洋、美根慶樹『21世紀の中国 政治・社会篇』朝日新聞出版、2012年に掲載された蔡定劍『中国人民代表大会制度』第4版から引用の全人民代表の出身職業別議員数。単位は人。

注2: 全国人民大会の代表数は2002年のデータであり、中国人口センサスは2000年と2010年のものしかなかったため、職業別人口は10年間の人口増大率の幾何平均を用いて2002年の人口を推計した。単位は人。人口センサス2010年版の説明によれば、職業などの詳細項目含む調査は10%抽出、230万人の現役軍人を含まないとされる。

注3: 「職業」は上記蔡定劍著の表に基づき、「職業詳細」は、2000年版、2010年版中国人口センサスの分類を当てはめてみたもの。

ある。企業家との間にも625倍の格差がある(表2)。ソ連や中国には、元資本家や元地主から選挙権を剥奪し、地域別ではなく生産単位別の選挙を行い、労働者が多く選ばれてきた歴史

がある。農民との間でも、労働者の一票価値は高くされる不平等選挙で、当時まだ人口の少ない労働者を多く選んできた<sup>2</sup>。最近に成り、労働者と農民との間での一票価値は等しくされたようである。しかし、現在、地域別選挙が採用され、企業家、国有企業幹部や国家官僚、党指導部の一票価値が、一般労働者や農民と比較して、非常に大きな一票価値を持つことと成っている。教授・研究者の一票価値が高くなっている(表2)が、教授・研究者は、一応は雇用された労働者の身分を持ちはするものの、市場化、対外開放による激しい国際市場競争の中で企業家、国有企業幹部と一般労働者との間の利害対立が激しくなる中、どの階層の利害を担っているかが問われるところであろう。国家官僚や党指導部も、一党独裁が続く中、特権階層化が指摘されるが、それぞれ、一般国民の利益や一般労働者の利益を担う存在に成ることが望まれる。

いずれにせよ、富裕層、企業家層、特権官僚層など、特定階層に議員を集中させるのは問題であろう。望まれるのは、より徹底した平等選挙により一般勤労諸階層を多く選出するのが基本であり、特定階層が多く選ばれてしまう場合でも、その不平等状態とそれによる弊害を国民の多くにはっきり認識してもらおうようにして、一般勤労諸階層の利害を担ってもらおうようにするための制度を作ることであろう。それにより財界利害やそれとべったりな政党同士の争いと成って来た選挙を、勤労諸階層の利益実現に熱心な政党同士の争いの選挙に変えることが出来よう。

今後、発表までに、新たなデータを探して追加するとともに、関連の先行研究を探す努力を行う予定である。

<sup>2</sup> 林来梵「中国選挙制度の法的構造〈一〉——その人民代表定数不均衡問題を焦点に——」『立命館法学』1995年5・6号(243・244号)。ソ連についても、ソ連の政治・法律関係の研究者の文献に基づく言及が成されている。

## 「ビジネスと人権」活動と統計

伊藤陽一（東北・関東支部）

### はじめに

SDGs の進捗の遅れはコロナ・パンデミック発生前から既にみられ、これにロシアのウクライナ侵攻を契機とする欧米各国の軍拡張等もあって後退すら見られて 2030 年における目標達成はほぼ無理になっている。報告者は SDGs への批判的指摘も紹介してきた。この SDGs と「表裏一体」とも言われて国連が主導するもう 1 つ重要な動きに「ビジネスと人権」活動がある。これは、世界に大きな影響を与える多国籍企業をはじめとする企業の活動を規制するものであり、2000 年前後から加速してきた。Oxfam が指摘してきたように、世界の富の少数者による独占は極端化し、これに政治が絡んで地球の自然破壊や経済や社会秩序・人間の安全保障は荒れ放題とでも言うべき状況にある。これらを克服する大きな力として、この「ビジネスと人権」活動はどこまで評価しうるのか。この報告では、「企業と人権」活動の概略を見た上で、そこでの統計の役割、関連して統計学の課題を考え、この活動への寄与の方向を考えてみたい。

### 1. 企業活動規制の国際的経過と EU での最近の動向

**1.1 全般的経過** 企業の活動の自主規制、政府や業界団体等からの規制等は、○企業の社会的責任（CSR）、○企業の社会的投資（CSI）、○国連の特に事務総長コフィー・アナンの主導で 1999 年に始められた「グローバルコンパクト」、○2006 年の国連の「責任ある投資原則」や「ESG 投資」、○2011 年の「国連の指導原則」等がある。多国籍企業や大企業の国際的・国内的活動による環境破壊、奴隷労働、人権無視に対する住民・国民的抗議運動を基礎・背景にしていた。当初は、当該企業のみ、やがて企業の上流・下流をふくむサプライチェーン/バリューチェーンに広げられ、対処すべきリスクの内容も拡大して、企業が基準に沿っている報告もより多面的に掲載・公表されるべきものとなった。これらの基準に沿うことが企業の活動・利益の獲得にも有効・有益との判断が増加の傾向にある。

#### 1.2 「国連指導原則(2011)」と現在—特に EU 企業持続性デュー・ディリジェンス指令

1) 2005 年に国連事務総長特別代表に任命されたラギー氏が、2011 年に『略称：国連 指導原則』（『企業と人権に関する指導原則：国際連合「保護、尊重及び救済」枠組実施のために』）として画期的報告書を発表した。これは、氏が 2008 年に人権理事会に提出した『保護・尊重及び救済の枠組み』を、規制に反対する経済界と、規制の強化を求める市民団体等との対立を超えて事実に基づいてまとめた。①人権を保護する国家の義務、②人権を尊重する企業の責任、③人権侵害の救済、に関する 31 項にわたる原則とその説明からなる。

2) EU の企業持続性デュー・ディリジェンス指令（CSDDD）は、2024 年 4 月 24 日に EU 議会で採択された。英、独、仏国などの関連立法を背景に NGO や市民運動を基盤にして、内容を人権や環境に広げて、指令が定めた義務の実施状況の公表や実効性を確保するための監督や違反企業への是正措置要求などを規定している。この採択指令は、企業側の反対や EU 議会の構成変化を見越して 2023 年の合意当初案から、かなりの後退を余儀なくされたものであり、この経過は示唆に富む。

## 2 「企業と人権」活動と統計（以下、暫定稿）

1) この活動への統計学からの関与へ 「企業と人権」活動には、国連関係諸機関、企業団体、労働組合、NGO・市民団体、司法団体等が関与しており、企業評価機関（ESG ランキング、格付け、インデックス等を作成）も国内外で設置・拡大している。国際的には 1990 年代から膨大な文献があり、内外で人権団体、政府、経済界、労働団体、弁護士団体、アカデミー（法学、経営学、会計学等）、特に、弁護士事務所からの論議も数多い。一方で、この「企業と人権」活動では、データ・数量的データや統計的計算が多くの場面にあるが、報告者の目下の把握では、この活動への統計学的見地からの課題の整理はない。そこでこの活動への統計学から寄与をめざして、統計学的見地から問題整理と検討課題と方向を、例えば以下の 2) のように提起して、文献 2) の指摘をもふまえて先に進みたい。

2) この活動における諸種の数量的データと検討課題・留意点 全体として、▼「SDGs ウオッシュ」や「グリーンウオッシュ」であることへの疑い、▼統計学における「統計品質論」の見地、からの検討が要請される。▼さしあたりは、活動義務が多国籍大企業、大企業に限られている限界を持つ。

(1)個別企業の報告書（有価証券報告書）等の内容拡大と対応の状況 企業の有価証券報告が、財務状況の公表から、非財務情報をも含める総合報告書になり、この非財務情報に、独立した報告の形をも許しながら、気候変動や人権尊重に関する企業の取り組み情報が求められるようになった。○例えば、企業活動での炭素排出量計算、ジェンダー平等では、ジェンダー別賃金格差の提示において、算出方法論が問題になろう。

(2)指導原則を導入した企業の状況 指導原則等の要請に応じて企業活動を変革し情報開示を進めている企業の、世界、国別、分野別、企業規模別等の状況は明らかでない。主要評価機関自らがカバーする、例えば世界 2000 社等を報告するに止まる。

指摘●【●：文献 1) から、○：報告者】「全国的な経営者連盟や商工会議所は、この作業を支援するユニークな立場にあるが、その可能性は今日まで生かされていない。」

(3)主要評価機関と評価報告—全体的、分野別の企業の内容的得点・ランキングの妥当性 ▼WBA—World Benchmarking Alliance【2018 年に国連財団、イギリスの保険会社 Aviva、オランダの NGO Index Initiative によって設立】、▼CHRB—Corporate Human Rights Benchmark【WBA に合併したが、独自の作業分野をもつ】などの活動の吟味。

指摘 ●「企業の人権パフォーマンスを評価する明確なデータがまだない。例えば、パフォーマンスの代用として一般的に使用される負の影響の申し立て件数は、影響を受ける権利保有者の苦情処機構へのアクセス問題があり、パフォーマンスを評価する指標としては極めて不十分である」、●「大半の企業が成果や結果よりもインプット、アウトプットと活動に重点を置いている」、●「目標への貢献という点で、スコアが高くても、必ずしも企業の人権パフォーマンスの適切な指標にはならない」。○方法論の説明は親切ではない。○スコア付けや同じ対象企業であっても、評価機関によって点数・ランキングが異なる。

(4)日本も国際的には大きく後れとりつつ 2020 年代に対応が進みはじめた。その実情。

- 文献 1) UN (2021) Guiding Principles on Business and Human Rights at 10: taking stock of the first decade, A/HRC/47/39 [Stocktaking-reader-friendly.pdf \(ohchr.org\)](#)  
2) UN Human Rights(2021) UNGPs 10+ A Roadmap for the next decade of Business and Human Rights, [ungps10plusroadmap.pdf \(ohchr.org\)](#)

## 母子世帯ワーキングプアの検討：

### 2017 年『就業構造基本調査』匿名データから

村上雅俊（阪南大学）

#### 1. はじめに

本研究では、『就業構造基本調査』（2017 年度）の匿名データを利用して、ワーキングプアの規模の推計ならびに計量的な分析を、特に母子世帯にフォーカスして行う。そして、2017 年のみとなるが、母子世帯に属するワーキングプアの構造と特徴を明らかにしたい<sup>1</sup>。

#### 2. 母子世帯に属するワーキングプアの規模の推計

本研究におけるワーキングプアの規模の推計方法は、村上（2015）にしたがう。すなわち、ワーキングプアの定義を「通常（3 ヶ月以上）労働市場で活動したが世帯所得が最低生活水準額を下回る個人（労働市場での活動が主なものを対象とするため、学生を除く）」とする。（村上（2015）：14）ただし、推計の対象は上記の定義を満たし、そして母子世帯に属する層となる。結果として、推計の対象の多くは女性となったが、母子世帯に属し、労働市場で活動し、世帯所得が最低生活水準額を下回る男性も、その数はわずかではあるが、推計結果に含まれる。

#### 3. 2017 年の母子世帯に属するワーキングプアの推計結果

母子世帯に属するワーキングプアについて、ここでは女性の推計結果に絞って述べることにする。推計結果の一部について表 1 に示している（実数の単位は人）。

表 1 母子世帯に属するワーキングプアの推計結果（総数、年齢・学歴別結果）

|        | 実数      |       |         |         |       |         | 構成比     |       |        |         |       |        | ワーキングプア率 |         |        |  |
|--------|---------|-------|---------|---------|-------|---------|---------|-------|--------|---------|-------|--------|----------|---------|--------|--|
|        | ワーキングプア |       |         | 労働力人口   |       |         | ワーキングプア |       |        | 労働力人口   |       |        | 男女計      | 男性      | 女性     |  |
|        | 男女計     | 男性    | 女性      | 男女計     | 男性    | 女性      | 男女計     | 男性    | 女性     | 男女計     | 男性    | 女性     |          |         |        |  |
| 総数     | 237,649 | 1,337 | 236,312 | 378,483 | 1,853 | 376,630 | 100.00% | 0.56% | 99.44% | 100.00% | 0.49% | 99.51% | 62.79%   | 72.14%  | 62.74% |  |
| 有業者    | 218,252 | 518   | 217,734 | 356,907 | 1,034 | 355,873 | 91.84%  | 0.22% | 91.62% | 94.30%  | 0.27% | 94.03% | 61.15%   | 50.08%  | 61.18% |  |
| 無業者    | 19,397  | 819   | 18,578  | 21,576  | 819   | 20,757  | 8.16%   | 0.34% | 7.82%  | 5.70%   | 0.22% | 5.48%  | 89.90%   | 100.00% | 89.50% |  |
| 年齢     |         |       |         |         |       |         |         |       |        |         |       |        |          |         |        |  |
| 15-24歳 | 5,714   | 1,337 | 4,377   | 7,727   | 1,853 | 5,874   | 2.40%   | 0.56% | 1.84%  | 2.04%   | 0.49% | 1.55%  | 73.94%   | 72.14%  | 74.51% |  |
| 25-34歳 | 59,948  | -     | 59,948  | 87,213  | -     | 87,213  | 25.23%  | -     | 25.23% | 23.04%  | -     | 23.04% | 68.74%   | -       | 68.74% |  |
| 35-44歳 | 125,316 | -     | 125,316 | 201,098 | -     | 201,098 | 52.73%  | -     | 52.73% | 53.13%  | -     | 53.13% | 62.32%   | -       | 62.32% |  |
| 45-54歳 | 44,851  | -     | 44,851  | 79,624  | -     | 79,624  | 18.87%  | -     | 18.87% | 21.04%  | -     | 21.04% | 56.33%   | -       | 56.33% |  |
| 55-64歳 | 1,820   | -     | 1,820   | 2,821   | -     | 2,821   | 0.77%   | -     | 0.77%  | 0.75%   | -     | 0.75%  | 64.54%   | -       | 64.54% |  |
| 65歳以上  | -       | -     | -       | -       | -     | -       | -       | -     | -      | -       | -     | -      | -        | -       | -      |  |
| 学歴     |         |       |         |         |       |         |         |       |        |         |       |        |          |         |        |  |
| 小学・中学  | 31,122  | 1,337 | 29,785  | 40,477  | 1,853 | 38,624  | 13.10%  | 0.56% | 12.53% | 10.69%  | 0.49% | 10.20% | 76.89%   | 72.14%  | 77.12% |  |
| 高校・旧中  | 120,749 | -     | 120,749 | 162,531 | -     | 162,531 | 50.81%  | -     | 50.81% | 42.94%  | -     | 42.94% | 74.29%   | -       | 74.29% |  |
| 専門学校   | 38,393  | -     | 38,393  | 71,784  | -     | 71,784  | 16.16%  | -     | 16.16% | 18.97%  | -     | 18.97% | 53.48%   | -       | 53.48% |  |
| 短大・高专  | 30,035  | -     | 30,035  | 54,581  | -     | 54,581  | 12.64%  | -     | 12.64% | 14.42%  | -     | 14.42% | 55.03%   | -       | 55.03% |  |
| 大学     | 11,162  | -     | 11,162  | 39,848  | -     | 39,848  | 4.70%   | -     | 4.70%  | 10.53%  | -     | 10.53% | 28.01%   | -       | 28.01% |  |
| 大学院    | 355     | -     | 355     | 2,470   | -     | 2,470   | 0.15%   | -     | 0.15%  | 0.65%   | -     | 0.65%  | 14.38%   | -       | 14.38% |  |

総数（女性）のワーキングプア率（ワーキングプア人口÷労働力人口）は 62.74%となった。年齢別に見ると、実数での規模が大きいのは 35～44 歳であり、ワーキングプア率は 62.32%となった。学歴別では、学歴が高いほどワーキングプア率が下落する傾向にはあるものの、どの学歴においてもワーキングプア率は高率である。従業上の地位別では、正規

<sup>1</sup> 本研究の分析結果は、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから『2017 年就業構造基本調査』（総務省統計局）の匿名データの提供（申請者：村上雅俊）を受け、独自に作成・加工したものである。

の職員・従業員のワーキングプア率が 30.21%を示し、パートやアルバイトといった不安定就業ではワーキングプア率が約 90%となった。他に、雇人なしの自営業主のワーキングプア率が高率となっている。上記の他に、ワーキングプアと非ワーキングプアで子どもの数を比較すると、ワーキングプアは子どもの数が多い傾向にあることが確認できた。

#### 4. 計量分析から見た母子世帯に属するワーキングプア

母子世帯に属する層のワーキングプア率が非常に高率であることが分かった。では、母子世帯に属する層がワーキングプアとなる要因、すなわち、何が母子世帯の中でワーキングプアと非ワーキングプアをわける要因となっているのだろうか。ロジスティック回帰分析（被説明変数をワーキングプア 1、非ワーキングプア 0 とする）を行い、オッズ比から明らかにしたい。分析の結果、年齢についてはすべて有意な結果は得られなかった。学歴では、リファレンスを高校・旧制中卒とすると、他の学歴はオッズ比が 1 を下回った。そして学歴の上昇によりオッズ比が低くなるという傾向が示された。従業上の地位では、リファレンスを正規の職員・従業員とすると、パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣職員、契約社員、嘱託などが有意な結果となり、いずれもオッズ比は非常に高い（例えばアルバイトのオッズ比は 24.32）。週間労働時間を見てみると（リファレンスは 35～42 時間）、22～34 時間のオッズ比が 2 を超え、有意であった。

#### 5. 他の項目を用いた分析

詳細は報告時に示すこととするが、ここまで見てきた項目以外を取り入れた分析の結果を示すこととする。以下に示すのは、継続就業希望、追加就業希望、転職希望について母子世帯に属するワーキングプアと非ワーキングプアでその様相が異なるのかどうかということである。結果を表 2 に示している（構成比、単位は%）。

表 2 継続就業，追加就業，転職希望，就業休止希望別に見た構成比

|                           | ワーキングプア | 非ワーキングプア | 合計    |
|---------------------------|---------|----------|-------|
| この仕事を続けたい(継続就業希望者)        | 62.49   | 77.86    | 68.46 |
| この仕事のほかに別の仕事もしたい(追加就業希望者) | 14.46   | 7.50     | 11.76 |
| ほかの仕事に変わりたい(転職希望者)        | 21.32   | 13.39    | 18.24 |
| 仕事をすっかりやめてしまいたい(就業休止希望者)  | 1.72    | 1.25     | 1.54  |
| 合計                        | 100.0   | 100.0    | 100.0 |

表 2 を見ると、ワーキングプアは追加就業希望者、転職希望者の構成比が非ワーキングプアのそれと比較して大きいことが分かる。

#### 6. まとめ

母子世帯に属する層においては、他と同様に不安定な就業がワーキングプアを規定する大きな要因となっている。他にもワーキングプアと非ワーキングプアを分ける要因として、子どもの数等もあげられる。今後の課題も含めた詳細は報告時に提示することとしたい。

#### 【参考文献】

- [1] 村上雅俊 (2015) 『就業構造基本調査』を用いたワーキングプアの規定因の検討, 『統計学』, 第 109 号, pp.13-23.



## 日本の過長労働時間統計による正規雇用労働者の 長時間労働問題への接近

水野谷武志(北海学園大学)

はじめに

本報告の課題は、労働時間の公的統計を利用して、過長労働時間の数値的実態を明らかにすることによって、特に正規雇用労働者における長時間労働の実態の一端に接近することである。ここで過長労働時間とは、いわゆる「過労死ライン」に相当する、週労働時間が 60 時間以上の意味として使用する。

1988 年に大阪で過労死 110 番がスタートして 35 年、2014 年に過労死等防止対策推進法が成立して 10 年になるが、今も過労死・過労自殺は、なくなるどころか、一定の規模を保ったまま存在し、過労自殺件数に至っては近年上昇傾向にすらある。深刻な過労死・過労自殺問題を長く解消できていない背景には日本の長時間労働問題の未解消があると思われる。過労死・過労自殺の労災認定基準において、発症前の時間外労働が月 80 時間を超えているかどうかは 1 つの基準となっており、これを週労働時間に換算すると、およそ週 60 時間労働になり、これが「過労死ライン」に相当する。では、このような長過ぎる労働時間で働く労働者の規模はどの程度で、どのように推移してきたのか、また職業別にはどうなのか。過労死等防止対策推進法の施行によって、過労死等防止対策白書が毎年発行され、その中で、過労死・過労自殺統計とともに、過長労働時間に関する統計が示されている。しかし、そこで示されている過長労働時間統計には性及び雇用形態の区分がないこと、週 60 時間以上が一括りされていることに検討の余地がある。そこで本報告では、長時間労働問題がより顕著である正規雇用労働者に焦点を絞り、性及び職業別統計を作成するとともに、より深刻な週 80 時間以上の区分も設けることによって、正規雇用労働者における長時間労働の深刻な実態を明らかにしたい。

### 1. 白書における過労死・過労自殺統計及び過長労働時間統計

ここでは最新号の過労死等防止対策白書に掲載されている統計を批判的に検討する。過労死・過労自殺統計で示される「過労死・過労自殺者数」はあくまでも労災の「認定基準」にもとづいて「認定」された件数にすぎず、労災申請したが「不認定」と判断されただけで、明らかに過労が原因で死亡あるいは自死に至った場合が数多くあるし、さらには過労による死亡・自死が原因とわかっても遺族が労災を申請していない（できない）場合も数多く存在していることを忘れてはならない。過長労働時間統計については、性と雇用形態で労働時間格差が大きい日本において、これらを区分していない白書の統計は問題があることなどを指摘する。

### 2. 日本の過長労働時間統計

日本の労働時間に関する主な公的統計としては、①総務省統計局「労働力調査」、②総務

省統計局「就業構造基本調査」、③厚生労働省「毎月勤労統計調査」があるが、過長労働時間統計を集計・提供しているのは①と②であり、③はそもそも不払残業時間を含まないの  
で、本報告では①と②において公表・集計されている統計を使う。マイクロ統計を利用した  
研究は今後の課題である。

### 3. 分析方法

正規雇用労働者（総務省統計の定義では「正規の職員・従業員」）の労働時間階級別分布  
統計を使い、特に過長労働時間である週 60 時間以上の割合については、週 80 時間以上の  
割合についても注目する。また、属性による差を見るために、基本属性の 1 つである職業  
別分布統計も作成する。さらに、特定の職種として、「過労死等の防止のための対策に関す  
る大綱」において長時間労働者が多いとの指摘があり、したがって重点的な調査研究が必  
要であるとされている職種・業種のうち、「自動車運転従事者」、「教員」、「医師」を取り上  
げて分析する。なお、コロナ禍前後で社会・労働環境が大きく変化したので、コロナ禍前  
と後を単純に並べて比較するのは適切ではない。そこで本報告では、分析の対象期間をコ  
ロナ禍前の 2019 年以前に限定する。

### 4. 主に作成した統計

①労働力調査を利用した、週実労働時間階級別正規雇用労働者数（2013～19 年）、②就  
業構造基本調査を利用した、職業、週通常労働時間階級別正規雇用労働者数（2012, 17 年）  
を作成し、日本の国際的な位置を確認するために③労働時間分布の国際比較表を作成する。  
詳しくは発表時に示すが、例えば①の一部として表 1 を得た。

表 1 週実労働時間階級別正社員数，男性，2013～19 年（単位：万人，時間）

|          | 2013年 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 週42時間以下  | 938   | 951   | 941   | 968   | 938   | 1024  | 1042  |
| 週43～48時間 | 507   | 496   | 515   | 520   | 544   | 537   | 544   |
| 週49～59時間 | 458   | 455   | 458   | 459   | 493   | 469   | 459   |
| 週60～69時間 | 214   | 212   | 207   | 200   | 205   | 188   | 176   |
| 週70～79時間 | 83    | 81    | 78    | 72    | 71    | 65    | 58    |
| 週80時間以上  | 42    | 39    | 37    | 34    | 32    | 30    | 27    |
| 合計       | 2242  | 2234  | 2236  | 2253  | 2283  | 2313  | 2306  |
| 平均週間就業時間 | 46.9  | 46.7  | 46.7  | 46.5  | 46.8  | 45.9  | 45.5  |

出所：「労働力調査」

### 5. 結論

コロナ禍前の状況ではあるが、表 1 より男性正規雇用労働者の異常な長時間労働の常態  
化が確認された。例えば 2019 年では週 60 時間以上働く男性正規雇用労働者数は約 260 万  
人（約 11%）、週 80 時間以上でも 27 万人（約 1%）も存在する。過労死ラインを超える  
労働者が数百万単位で存在する事態を改善しない限り、過労死・過労自殺の撲滅は達成で  
きない。

## 共働き夫婦の住宅立地の分析

坂西 明子（立命館大学）

はじめに

大都市圏における職場の位置が家計の居住地選択に与える影響について、Alonso(1964)、Muth(1969)、Mills(1972)などが住宅立地理論で考察してきた。これらの理論では、都市の中心部に中心業務地区（CBD）が存在し、都市で働く就業者は CBD にある職場で働くことと仮定されている。都心からの距離が遠くなるほど通勤費用は高くなるが、地代は低くなる。家計は通勤費用と地代、住宅面積とのトレードオフを考慮して住宅立地を決定する。また、家計の時間配分も住宅立地に影響を及ぼす要因となる。坂西（2014）は有配偶女性の時間配分モデルを示しており、共働き夫婦で長時間の就業や高所得水準の場合、時間価値が高まるため、地代負担の高い都心近くに住むことで通勤時間を節約し、余暇時間を増やすインセンティブが高まり、職住近接の住宅立地を選択する傾向が強まる。

理論モデルでは都市の住宅立地の決定について示されてきたが、実証分析はほとんど行われてこなかった。従来、集計データでは困難であった都心での就業者の住宅立地の分析は、マイクロデータを用いた独自の項目でのデータ抽出により、可能となる。本研究では、東京大都市圏の中心業務地区である東京都千代田区で働く有配偶の男性就業者のデータを国勢調査の調査票情報から抽出した独自の統計を用いて、本人や妻の就業属性、世帯属性がどのように家計の住宅立地に影響を与えるのかを分析する。

### 1. 昼夜間人口比率からみた東京圏の就業地の拠点性

平成 27 年国勢調査の結果から、都市の中心性を測る尺度の一つである昼夜間人口比率を用いる。昼夜間人口比率は、夜間人口（常住人口）100 人に対する昼間人口（夜間人口に他地域からの通勤・通学による流入人口を加え、当該地域から他地域への通勤・通学による流出人口を引いた値）の比率として定義される。就業地としての拠点性が高いほど、昼夜間人口比率は高くなる。

表 1 には、東京特別区部の上位 5 区と区部全体についての昼夜間人口比率を示している。千代田区の昼夜間人口比率は約 1,460 と突出しており、2015 年に常住人口が特別区部の中で最も少ない一方、昼間人口は常住人口の 14 倍以上で、東京特別区部の中でも就業地としての拠点性が著しく高いことがわかる。

表 1：東京都特別区部の昼夜間人口比率（%）（上位 5 区と全体の値）

|     | 区名    | 昼夜間人口比率 |
|-----|-------|---------|
| 1 位 | 千代田区  | 1,460.6 |
| 2 位 | 中央区   | 431.1   |
| 3 位 | 港区    | 386.7   |
| 4 位 | 渋谷区   | 240.1   |
| 5 位 | 新宿区   | 232.5   |
|     | ----- | -----   |
|     | 特別区部  | 129.8   |

出所)『平成 27  
年 国勢調査』  
総務省統計局

## 2. 妻の就業状態と世帯の住宅立地

東京圏の中心業務地区である千代田区に通勤する 25～59 歳の有配偶男性（一都三県に居住）のデータを、平成 27 年国勢調査の調査票情報から取得した（注）。年齢を限定したのは、若年層と高齢層を除き、フルタイム就業率の高い年齢層を分析するためである。また、妻の属性と世帯の住宅立地との関係を考察するため、有配偶者に限定した。就業地と住居までの距離を被説明変数とし、市区町村までの地域単位のデータを用いて市区町村役場間の距離(km)を計測して代理変数として用いた。表 2 は距離に関する記述統計量である。

表 2 距離についての記述統計量

| 度数      | 平均値   | 標準偏差  |
|---------|-------|-------|
| 285,333 | 20.39 | 12.79 |

就業地（千代田区）から住居までの距離を被説明変数とする回帰分析を行い、有配偶世帯の住宅立地に影響を与える要因を考察する。説明変数は本人の年齢、職業属性、子ども数、世帯の高齢者数、居住期間、住居の所有形態、妻の雇用形態などである。サンプル数は 28 万を超える。

回帰分析の結果、すべて予想通りの係数の符号であった。世帯人員数が多くなるほど住宅立地は都心から遠方で郊外型となり、持ち家の場合にも有意に距離は長くなる。妻が正規雇用や管理的職業、専門的・技術的職業に従事している場合には有意に距離が短くなる。夫婦共働きで特に妻がフルタイム就業し、高度技能を要する職業の場合には都心近くで職住近接型の住宅立地を選択する傾向が示された。Compton and Pollak (2007)では、パワーカップルの夫婦は大都市圏居住の傾向が強まることが示された。本研究の分析からは、夫と妻の就業属性が都市内部の居住地選択に関係することが示唆された。推定結果は紙面の制約上、報告で提示する。

（注）本研究で用いたのは、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから「国勢調査」（総務省）の調査票情報の提供を受け、独自に作成・加工した統計であり、総務省が作成・公表している統計等とは異なる。

また、本研究は JSPS 科研費 JP20K01623 の助成を受けて行ったものである。

### 主な参考文献

- Alonso, W. (1964). Location and Land Use. Toward a General Theory of Land Rent. Cambridge: Harvard University Press.
- Muth, R.F. (1969) Cities and housing. Chicago: University of Chicago Press.
- Mills, E.S. (1972), Urban economics. Glenview, Illinois: Scott Foresman.
- Compton, J., & Pollak, R. A. (2007). Why Are Power Couples Increasingly Concentrated in Large Metropolitan Areas? Journal of Labor Economics, 25(3), 475–512.
- 坂西明子 (2014) 「有配偶女性就業者の時間配分モデルについての考察」『経済政策ジャーナル』、第 11 巻第 2 号、67–70 ページ。

## 非正規雇用から生じる雇用創出と賃金損失の効果に関する

### 性別・企業規模別考察

小野寺 剛（九州国際大学）

#### 1. はじめに

非正規での雇用を拡大することは、就業希望者にとっては「新規雇用枠の創出」という効果、経営者にとっては「経営コストの削減」という効果を生むとされ、労使双方に受け入れられがちな風潮がある。しかし実際には、非正規雇用者の賃金水準が正規雇用者と比べ相対的に低水準であることに起因して、本来労働の対価として支払われるべきである適正賃金の一部分が、雇用形態の差異を理由に不払いにされてしまっている、ということである。言い換えれば、この不払い分は労働市場全体における「賃金損失」であるとも考えられる。

本報告では、この非正規雇用によって生じる「雇用創出効果」と「賃金損失効果」について、公的統計資料を用いて現状を明らかにするとともに、男女別、企業規模別に推計し比較することで、それら雇用者属性における雇用創出効果、賃金損失効果の特徴点と傾向を明らかにする。

#### 2. 統計と定義

推計には厚生労働省『賃金構造基本統計調査』（以下「賃金センサス」）令和 5 年版を用いた。掲載されているデータは 2023 年 6 月分の賃金等についてのデータで、2024 年公表の最新データである（調査対象は 78,623 事業所、有効回答数は 55,490 事業所、有効回答率 70.6%）。

賃金センサスでは、期間を定めずに雇われている労働者、または1か月以上の期間を定めて雇われている労働者を「常用労働者」と定義し、その常用労働者を雇用形態に応じて「正社員・正職員」と「正社員・正職員以外」に区分している。また、就業形態に応じて常用労働者を「一般労働者」と「短時間労働者」にも区分している。

短時間労働者とは、同一事業所の一般労働者より1日の所定労働時間が短い、又は1日の所定労働時間が同じでも1週の所定労働日数が少ない労働者を指し、雇用形態としては「正社員・正職員」に区分されるケースもありうる。しかし今回は「正社員・正職員以外」の雇用者とともに「非正規雇用」として再区分・集計し、一般労働者の「正社員・正職員」のみを「正規雇用」と定義した。

企業規模については、賃金センサスでは常用労働者 1,000 人以上を「大企業」、100～999 人を「中企業」、10～99 人を「小企業」に区分している。本報告でもこの区分を利用して推計・考察する。

#### 3. 推計の方法

##### (1) 雇用創出数の推計

まず全雇用者（正規・非正規雇用）の「①月間実労働時間」（短時間労働者については月間勤務日数×1日当たり実労働時間）を計算し、非正規雇用者の数値を「②正規雇用者の1人当たり月間実労働時間」で除す。この数値（①/②）が、非正規雇用者の総労働時間分を正規雇用者が代替で実働するときの必要正規雇用者数となる（本報告では「③みなし正規雇用数」とする）。このみなし正規雇用数と「④実際の非正規雇用者数」との乖離差（④-③）が、求めるべき「雇用創出数」となる。

## (2) 賃金損失額の推計

同じく全雇用者について、「①月間の総賃金額」(年間賞与その他特別給与額も含む)を計算し、それぞれの「②月間総労働時間」で除して「③時間当たり賃金額」を推計する。「②'非正規雇用者の月間総労働時間」に「③'正規雇用者の時間当たり賃金額」を乗じて、非正規雇用者が正規雇用者と同等の賃金条件で実際の労働時間分労働した時の賃金額(「④みなし正規賃金」)を計算する。実際の賃金総額との差額(①-④)が、非正規雇用により生じる賃金損失額とみなされる。

上記の方法を用いて全雇用者、男女別雇用者、企業規模別雇用者の別に集計し、それぞれの雇用創出数、賃金損失額を推計した。

また、雇用創出効果の指数として「雇用創出数/全雇用者数」、賃金損失効果の指数として「賃金損失額/総賃金額」を、それぞれの雇用者区分において推計した。

(推計結果の一覧表は紙幅の都合上割愛する。報告当日に会場配布ないしは web 配布する)

## 4. 推計結果

### (1) 雇用創出効果

非正規雇用の活用による結果として、労働市場全体でおよそ 7,424 千人分の雇用拡大が認められる。雇用創出効果指数は 0.175、すなわち現状の雇用者のおよそ 17.5%分は雇用創出効果による雇用拡大であると推測される。

性別にみると、男性=2,346 千人、女性=4,903 千人となっており、雇用創出数は圧倒的に女性雇用者が多い。雇用創出効果指数も男性=0.104、女性=0.246 となっており、女性における雇用創出効果の優位性が顕著に現れている。ただし見方を変えれば、現状の非正規雇用(短時間雇用者含む)をいわゆる正規雇用に置換すべく推し進めていくと、最大でおよそ 490 万人の雇用機会を削減することになるともいえる。

企業規模別にみると雇用創出数は大企業(1,000 人以上)=3,263 千人と圧倒的に多いが、雇用創出効果指数でみると、大企業=0.206、小企業(10~99 人規模)=0.186 となりそれほど差がないことが分かる。逆に、中企業(100~999 人規模)では、雇用者数は大企業・小企業のちょうど中間程度を擁するが、雇用創出効果指数は 0.130 とかなり低い結果となっている。中規模企業においては、非正規雇用の活用が拡大しても雇用創出の恩恵はそれほど受けられないと推測される。

### (2) 賃金損失効果

全体ではおよそ 1,909,089.7 百万円分の賃金損失が認められる。賃金損失効果指数は 0.136、すなわち実際に支払われた総賃金額のおよそ 13.6%に相当する額が、非正規雇用の採用により不払い(=企業にとってはコスト削減)となっていることが分かる。

性別にみると、女性の賃金損失額が 922878.8 百万円と圧倒的に多く、賃金損失効果指数も男性=0.069 に対し女性=0.20 となっている。女性の非正規雇用の活用は、企業にとっては必要賃金コストの 20%相当分にあたる額の削減に貢献していることがうかがえる。

企業規模別にみると、大企業における賃金損失額が 1229549.5 百万円と、中・小規模の企業と比べて圧倒的に多く、賃金損失効果指数は 0.221 であった(中企業=0.106、小企業=0.088)。このことから、非正規雇用を採用することで最も賃金損失効果が生じる、言い換えれば最も賃金コストの削減に効果を発揮するのは大企業においてであり、その効果は企業規模に比例していることが明らかとなった。これは、正規雇用の賃金水準ならびに正規・非正規雇用間の賃金格差が企業規模の大きさに比例的に依存していることが大きく影響していることに起因すると推測される。

## 調査項目をめぐる抽出割当て方式に関する考察

### —項目サンプリング法から調査票分割デザイン方式—

坂田幸繁（中央大学）

栗原由紀子（立命館大学）

#### 1. はじめに

プライバシー意識の高まりを背景に進行する統計調査環境の悪化は、近年ではとりわけ高齢化や単身世帯化といった社会経済環境の変化も相俟って、さらにその深刻さを増している。統計調査の主軸は、このような調査環境へ適応しつつその対応として、調査コストの削減も意識しながら、訪問面接調査から郵送調査、さらには Web 調査の利用へと多様化しつつ推移している。しかし、そのような調査方式の推移の傍らで、むしろ一貫して、調査項目の多さや調査票の長さが回収率の低下や回答の質の悪化を引き起こすという、統計調査が本来的に有する方法的技術的作用の負の側面が顕在化している。

現実認識のために設定した多様な、そして多数の調査項目にたいして回答への協力を得て、嘘・偽りのない真実の回答を獲得することは統計調査実施の必要不可欠な条件である。当然、統計調査環境の変化にたいしてもその条件整備のための制度的方法的努力が重ねられてきた。しかし上記のような調査という行為に通底する調査項目や回答時間に係る負の効果に限れば、それが早くから障害として先鋭化し、その解法が意識された発端の 1 つは、1950 年代における教育分野での学力（習熟度）テストの測定法をめぐってであった。本研究では、このような調査項目の多さに起因する回答者負担の軽減を目指して展開される調査項目の抽出割当て方式に関する研究動向を整理し、その利用可能性について検討する。

#### 2. 調査項目のサンプリング法の概要

当初、問題解決のために検討されていた方法が項目サンプリング法である（Shoemaker (1973)）<sup>註1</sup>。それは、試験項目をランダムに抽出し、項目サブセットとよばれる群（グループ）を構成したうえで、それらを回答者にランダムに割当てるというものである。初期においては学力テストやメンタルテストに関連する分野で主に導入が議論されていた。

その後、行列サンプリングへと形を変え、とくに詳細なアンケートタイプの調査を必要とする分野、たとえば健康・医療、消費・ビジネス、さらにはセンサスの分野などにも次第に広がり、そこでの応用が研究されている。行列サンプリングでは、項目ばかりでなく被験者もサブセット化し、いわば全被験者×全項目の行列からその部分行列を複数個サンプリングし、調査を実施する。

行列サンプリングの議論はさらに進み、現在では、多重代入法などの欠測値処理を前提として、事前に欠測メカニズムを制御した調査票を作成する調査票分割デザイン方式の研究が展開されている。その背景には、モンテカルロシミュレーションなどに必要な繰り返し計算が高速化し、さまざまな項目割当てパターンの作成や対応する結果データに基づく統計量の算出が容易となったことが挙げられる。

### 3. 調査項目のサンプリングをめぐる議論の変遷

項目サンプリングでは、1970 年前後の時期に単純無作為抽出や層化無作為抽出法により項目を抽出し項目サブセットを作成する試みが登場する。初期においては、各被験者にたいして 1 つの項目サブセットが割当てられていたが、1970 年代から被験者にたいして組み合わせの異なる複数の項目サブセットを割り当てる方式についても検討され始めた。ただし、被験者全員に割り当てられるコア項目に関する記述はこの時期にはまだみられない。得られたデータは、地域、学区、学校、クラス単位などのクラスター別の集計値の算出（合計点の平均や標準偏差、または合計点の分布）を主な目的としており、生徒や学生の個人別の合計点を推定することにはほとんど関心がなかった。

1970 年代に入ると、行列サンプリングの研究が徐々に広まっていく。行列サンプリング研究においても当初は学力テストを対象としていたが、1990 年代から 2000 年代にかけては、センサス、健康・医療、消費・ビジネスの分野へと対象範囲が拡大していく。行列サンプリングにおいて進展した方法的特徴としては、項目サブセットを被験者サブセット間で重複利用（共有）する点であり、また、調査対象となる被験者全員に調査を実施するコア項目概念の分離とその設定もこの頃から次第に広まっている。

行列サンプリング方式の分析目標についていえば、多くの研究において学力テストの分野では項目サンプリングの場合と同様にまだクラスター別の合計点の平均や分散の算出にとどまる。しかしその後、他の分野にも利用が拡がり、センサス分野に関してはカテゴリカルデータのクロス集計値作成に応用されている。なお、推定値補正については、抽出法を考慮した推定がいくつか実施されているが、1990 年代に入ると最尤推定を利用した補正も行われるようになる。

さらに、調査対象が学力テストなどの能力測定の分野から、健康や医療関連の調査、あるいは消費動向やマーケティングといった多様な質問項目を含むアンケートタイプの調査へと適用分野を拡大していくとともに、行列サンプリングの技術は、本来的にはひとつの調査票に盛り込まれるべき調査項目を複数の調査票に分割して実施する調査票分割デザイン方式へと展開していく。そして、研究の焦点も項目サブセットの構成方法の精緻化・汎用化、および推定値の精度向上を目指した補定方法の検証へと移っていった。

まず、項目サブセットの作成にあたっては、項目間の相関構造を考慮しながらサブセットに分割するという方式に変化した。また、欠測した項目サブセットを予測するうえで重要な役割を果たすことから、調査票分割デザイン方式においてはコア項目を設定し、項目サブセットを重複利用するケースが多数を占めるようになる。

調査票分割デザインにおけるこのような戦略的な方法展開は、分析目標とする統計量への関心が相関係数や重回帰分析をはじめとして多変量解析が守備範囲とする統計量へと移り変わったことの現われといえる。そのため、推定法としては欠損値補定で多用される逐次回帰法、最尤法、予測平均マッチングなどの適用、または条件付き独立性の仮定をふまえた新たな分析手法の開発が検討されるようになる。

[註 1] Shoemaker, D.M. (1973), *Principles and Procedures of Multiple Matrix Sampling*, Cambridge, MA: Ballinger.



## 調査票分割デザインにおける相関特性の効果検証

栗原由紀子（立命館大学）

### 1. はじめに

社会調査においては、多様な社会状況を多角的に把握するために、項目数が多くなり調査票が長くなることがある。これにより、回答率の低下、欠測値の増加、回答の質の低下といった問題が引き起こされる。このような問題を解決するために、調査項目を分割して短い調査票を複数作成し、回答者に無作為に調査票を割り当てる調査票分割デザイン（SQD: Split Questionnaire Design）が研究・開発されている。本研究では、シミュレーションにより項目間の相関構造をコントロールすることで、項目間の相関が推定精度に及ぼす影響を明らかにする。

### 2. 先行研究

SQD において項目の分割方法による推定精度への影響を明らかにした主な先行研究として、Raghunathan and Grizzle(1995)および Axenfeld, et al.(2022)が挙げられる。これらの検証ではモジュール間の相関の強さが推定精度に影響していることが示されているが、コア項目（全てのケースが回答する項目）とその他の項目との相関による推定精度への効果や、モジュール間相関の強さによる推定精度への影響の程度などは明らかにされていない。本研究では、シミュレーションにより全ての項目間の相関をコントロールすることで、SQD における項目間相関の効果を計測する。

### 3. シミュレーションの概要

検証のための母集団データは、平均ベクトル  $0$  と相関行列  $\Sigma$  を持つ多変量正規分布から生成する。生成する項目数は 10 個（コア項目、 $X_1 \sim X_9$ ）とし、コア項目以外は 3 項目ずつ Module として区分し、各 Module 内のデータは 3 分の 2 ずつそれぞれ削除し、SQD データセットとする（図 1）。Module 間で各項目が重複して調査されていない状況となるため、欠測値の補定ではシビアな状況を想定したシミュレーション設定となっている。

多変量正規分布の相関行列は 3 つの観点からコントロールする。すなわち、コア項目と  $X_1 \sim X_9$  との相関、 $X_1$  と  $X_2 \sim X_9$  の相関、 $X_2$  から  $X_9$  の各組み合わせの相関である。これら 3 組の相関の値は、 $\{0.1, 0.25, 0.4\}$  の 3 つの水準でコントロールする。例えば、図 2 では、コア項目とその他の相関が 0.1、 $X_1$  と  $X_2 \sim X_9$  の相関が 0.25、 $X_2$  から  $X_9$  の各組み合わせの相関が 0.4 となっている。

図 3 のように、シミュレーションでは、データ発生から統計量の算出までを 1000 回繰り返し、この結果を用いてバイアスや RMSE などを算出している。なお、相関構造と相関水準に関する全ての組み合わせである 27 通りをシミュレーションしている。これらのバイアスや RMSE などに対する相関構造の効果の傾向を捕捉するために、回帰分析を用いて予測値を算出した。

#### 4. 分析結果

シミュレーションの結果から、バイアスやカバレッジについてはモジュール間相関による相違は観測されなかった。**RMSE** については、母集団におけるモジュール間の相関が高いほど、**RMSE** は小さくなることが明らかとなった。さらに、コア項目との相関については、モジュール間の相関が弱い場合において **RMSE** を改善する可能性はあるが、それほど大きくないことが示された。

図 1 SQD におけるデータ

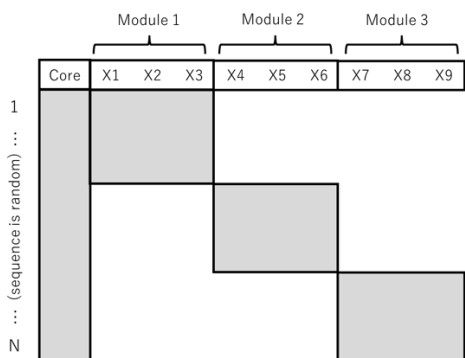
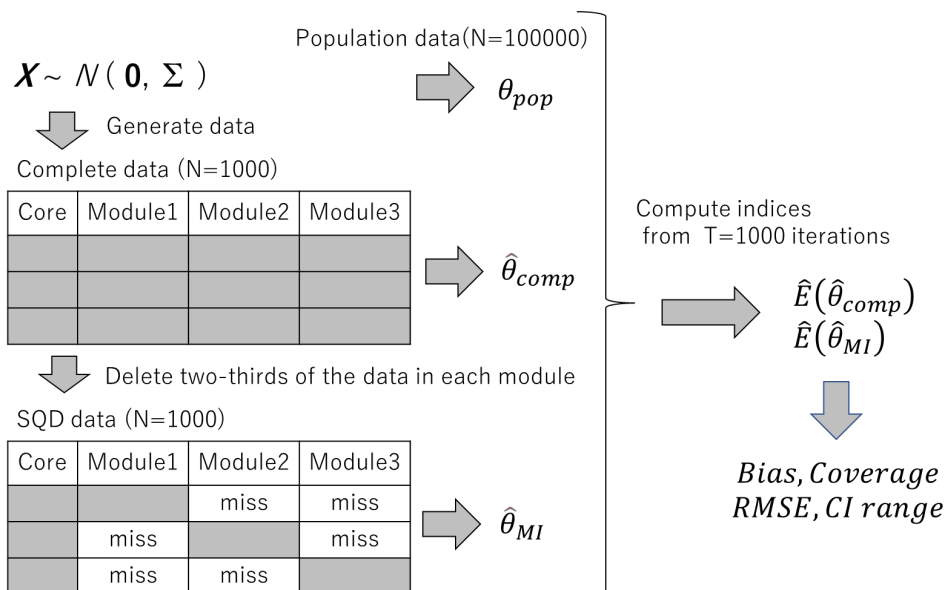


図 2 SQD の相関構造の例

|          | Core | Module 1 |      |     | Module 2 |     |     | Module 3 |     |     |
|----------|------|----------|------|-----|----------|-----|-----|----------|-----|-----|
|          | Core | X1       | X2   | X3  | X4       | X5  | X6  | X7       | X8  | X9  |
| Core     | 1    |          |      |     |          |     |     |          |     |     |
| Module 1 | X1   | 0.1      | 1    |     |          |     |     |          |     |     |
|          | X2   | 0.1      | 0.25 | 1   |          |     |     |          |     |     |
|          | X3   | 0.1      | 0.25 | 0.4 | 1        |     |     |          |     |     |
| Module 2 | X4   | 0.1      | 0.25 | 0.4 | 0.4      | 1   |     |          |     |     |
|          | X5   | 0.1      | 0.25 | 0.4 | 0.4      | 0.4 | 1   |          |     |     |
|          | X6   | 0.1      | 0.25 | 0.4 | 0.4      | 0.4 | 0.4 | 1        |     |     |
| Module 3 | X7   | 0.1      | 0.25 | 0.4 | 0.4      | 0.4 | 0.4 | 0.4      | 1   |     |
|          | X8   | 0.1      | 0.25 | 0.4 | 0.4      | 0.4 | 0.4 | 0.4      | 0.4 | 1   |
|          | X9   | 0.1      | 0.25 | 0.4 | 0.4      | 0.4 | 0.4 | 0.4      | 0.4 | 0.4 |

図 3 シミュレーションの概要



#### 参考文献

Axenfeld, J.B., Blom, A.G., Bruch, C. and Wolf, C. (2022), “Split Questionnaire Designs for Online Surveys: The Impact of Module Construction on Imputation Quality,” *Journal of Survey Statistics and Methodology*, Vol.10, Issue 5, pp.1236–1262.

Ragunathan, T.E. and Grizzle, J.E. (1995), “A Split Questionnaire Survey Design,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.90, No.429, pp.54-63.

## センサスデータにおける差分プライバシーの適用と

### 生態学的誤謬に関する一考察

伊藤 伸介 (中央大学)

近年、アメリカセンサス局(以下「センサス局」)やイギリス国家統計局といった欧米の統計作成部局は、公的統計においてプライバシー保護を行うための秘匿処理の方法として、攪乱的手法(*perturbative methods*)を適用する傾向にある(伊藤・寺田(2023))。特に、センサス局は、コンピュータサイエンスの分野で展開されてきた、差分プライバシー(*differential privacy*)の方法論に基づく攪乱的手法の人口センサス(以下「センサス」)への適用可能性を追究してきた(伊藤・寺田(2020), 伊藤他(2022))。差分プライバシーとは、『ある個人のデータを含むデータベースに対する問い合わせ結果が、その個人のデータを含まないデータベースへの問い合わせ結果と区別できないなら、その問い合わせは安全である(個人に関するプライバシーを開示しない)』という考え方によりプライバシーを規定する基準である(寺田他(2015,p.1803))。

センサス局は、2010 年センサス以前からプライバシーに関する懸念を持っていたことから、公的統計の一般公開型マイクロデータ(例えば、*American Community Survey* の *Public Use Microdata Sample* 等)と外部で公開されているデータとのマッチングによる再識別に関する実験結果を踏まえて、差分プライバシーの方法論の適用可能性を追究した(Jamin(2021))。特に、複数の公表されたセンサスの統計表の組み合わせによって個人情報特定しようとする再構築攻撃(*reconstruction attack*)への対応として、センサス局は、2010 年センサスを用いて、統計表の公表によって消費されるプライバシー損失予算(*privacy loss budget*) $\epsilon$ を設定し、*TopDown* アルゴリズムと呼ばれる地域のレベルにおけるプライバシー損失予算の割り当てについての検証を進めてきた(Garfinkel et al.(2019), 伊藤・寺田(2020))。これは、2020 年センサスの統計表の作成・公表における差分プライバシーの実用性に関する検証を指向したものである。

センサス局は、差分プライバシーの方法論に基づくノイズの付与が公的統計データの精度に及ぼす影響をデータの利用者に明示するために作成された、プライバシー保護済マイクロデータファイル(*Privacy-Protected Microdata Files=PPMFs*)を 2019 年に公開した。この PPMFs におけるパラメータ  $\epsilon$  の設定に関しては、統計数値の秘匿性の観点だけでなく、データの利用者や利害関係者が要求する統計表に含まれる結果数値の精度も考慮したことから、数度の修正(最終的な  $\epsilon$  は 19.61)がなされた(伊藤他(2022))。これらのプロセスの結果として、2021 年 8 月に 2020 年センサスの区画改定データ(PL94-171)がセンサス局によって作成・公表された(伊藤他(2024))。

差分プライバシーの適用によって作成されたデータの有用性については、元データからの誤差の程度を把握するために、平均絶対誤差(MAE)や 2 乗平均平方根誤差(RMSE)などのセル単位での平均誤差を用いて、定量的な評価を行うことが考えられる。しかしながら、粒度が細かな地域区分の場合、元データに含まれる統計数値と差分プライバシーの実現方式が適用された数値とのずれについては、セル単位での平均誤差

だけでは適切に評価することができないことが指摘されている(伊藤他(2024))。

それに対して、集計されたデータと個票データとの分布特性の差異に着目し、地域区分の粒度を変えた場合に、個票データに基づく変数間の相関性といった有用性の指標と集計データから算出された場合の指標を比較・検討することが考えられる。これは、2 つの社会的集団間に見られる因果関係が、マクロレベルとミクロレベルにおける次元の相違として位置付けられる、生態学的誤謬(ecological fallacy)(Robinson(1950))の観点から見た有用性の評価とみることができる。こうした視点に立った研究として、Cohen et al.(2022)は、「生態学的回帰(ecological regression)」(Goodman(1953))の観点から、差分プライバシーの実現方式の有効性を検証し、差分プライベートなデータから区画改定を行うことの可能性を追究している。

本報告では、センサデータを対象にした差分プライバシーの方法論の適用状況について論じるだけでなく、生態学的誤謬論の観点から、差分プライベートなデータにおける有用性の評価方法について議論することにしたい。

#### 参考文献

- 伊藤伸介・寺田雅之 (2020) 「詳細な地域データにおける秘匿処理の適用可能性について」『日本統計学会誌』第 50 巻第 1 号, 139~166 頁
- 伊藤伸介・寺田雅之・赤塚裕人・北井宏昌 (2022) 「海外における公的統計に対する攪乱的手法の新たな取り組み—アメリカセンサス局による差分プライバシーの適用を中心に—」『統計研究彙報』第 79 号, 131~150 頁
- 伊藤伸介・寺田雅之 (2023) 「海外における公的統計に関するプライバシー保護の現状—アメリカとイギリスの事例をもとに—」『統計研究彙報』第 80 号, 117~136 頁
- 伊藤伸介・寺田雅之・加藤駿典 (2024) 「公的統計に対する差分プライバシーの適用と有効性の評価に関する検討—国勢調査を例に—」『統計研究彙報』第81号, 69~88 頁
- 寺田雅之・鈴木亮平・山口高康・本郷節之 (2015) 「大規模集計データへの差分プライバシーの適用」『情報処理学会論文誌』第 56 巻第 9 号, pp.1801-1816.
- Cohen, A., Duchin, M., Matthews, J.N., and Suwal, B. (2022) “Private Numbers in Public Policy: Census, Differential Privacy, and Redistricting.” *Harvard Data Science Review*, Special Issue 2, MIT Press.
- Garfinkel, S. Abowd, J. M., and Martindale, C. (2019) “Understanding Database Reconstruction Attack in Public Data”, *Communications of the ACM*, Vol. 62 No. 3, ACM, pp. 46-53.
- Jamin, R. (2021), “Disclosure Avoidance for the 2020 Census: An Introduction”, U.S. Census Bureau.
- Goodman, L.A. (1953) “Ecological Regression and Behavior of Individuals”, *American Sociological Review*, vol.18, pp.663-664.
- Robinson, W. S. (1950) “Ecological Correlations and the Behavior of Individuals”, *American Sociological Review*, vol.15, pp.351-357.

## 連合学習の手法を活用した

### 公的統計データ・行政記録等に基づく計量モデルの推定

高部 勲（立正大学）

はじめに

近年、インターネット上の情報や、公的統計マイクロデータなど様々なデータが利用可能となっており、このような複数のデータをレコード単位で統合できれば、新たなデータ収集に負担なしに、情報量の多い有用なデータを作成できる。こうしたデータの結合を行う際に、各レコードを識別する照合キー（共通一連番号、

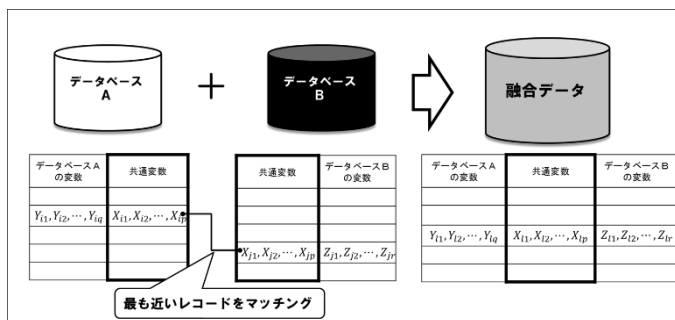


図 1：統計的マッチングの概要

名称, 所在地など) が存在する場合には、それらを利用してレコードを正確に結合する「完全照合」を行うことができる。しかし、そのような照合キーが存在しない場合には、データの共通情報を基に、レコード間の距離を定義し、距離の近いレコードを結合する「統計的マッチング」の手法が用いられる（高部・山下（2019），高部・山下（2021））（図 1）。

このように統計的マッチングによる異種データの結合は、既存のデータから新たな価値を持つデータを作成するための有用かつ重要な手法である。しかしその一方で、データの提供者の視点に立つと、他のデータと照合することにより、個別のレコードが特定される危険性が増加するという懸念もある。

#### 1. 複数の出所の異なるデータの結合に関する課題

昨今、公的統計マイクロデータのオンライン利用が進められている（図 2）。さらに、国・地方自治体において、様々な行政記録情報をオンライン利用の形で利用できる仕組みも整ってきているところである。

ただしこれらのオンライン利用においては、これらのデータを外部に持ち出すことは法令・制度上、認められていないことから、こうした様々なデータをひとつの施設に集めてそれらを結合した分析を行うことは、現状では不可能な状況にある。

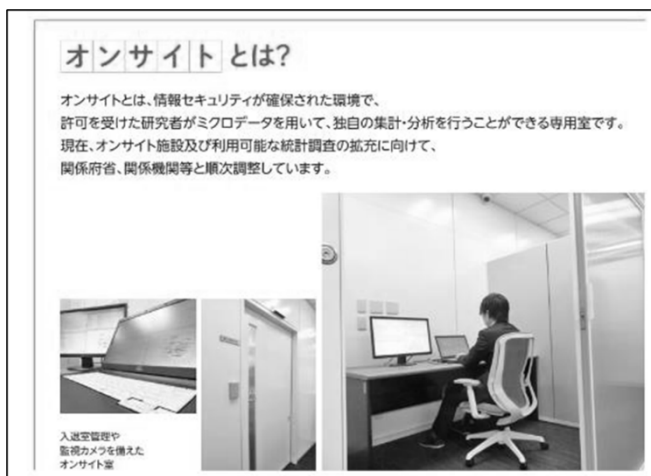


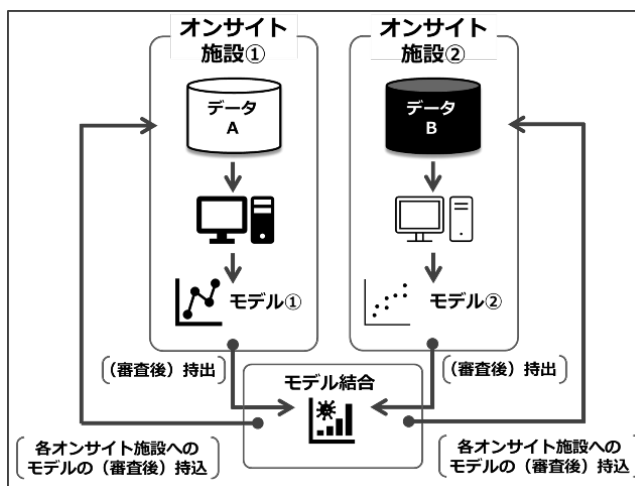
図 2：公的統計マイクロデータのオンライン利用

ただし、このような公的統計マイクロデータや行政記録情報のオンサイト利用では、データそのものは外部に持ち出せないとしても、個体が特定されないよう秘匿性に十分に配慮した集計結果や計量モデル（回帰分析等）の推定結果は、データ保有期間による審査の上で、外部に持ち出すことができる状況にある。

## 2. 連合学習の手法を活用した公的統計データ・行政記録等に基づく計量モデルの推定

前述のとおり、公的統計マイクロデータや各種の行政記録情報などは法令に基づき、それぞれ独自のオンサイト施設のみで分析可能であり、許可されたモデルの推定結果や集計表の持出・持込のみが可能となっており、事前に統計的マッチングを行うことが困難な場合が多い。

そこで本研究では機械学習の手法である連合学習（Federated Learning）を活用し、データの持出しや結合等を行



わず、法令に沿った形で複数のデータを活用してモデルを推計する手法について提案・報告を行う。連合学習は、データのプライバシー保護に配慮した上で、複数データを活用して単一のモデルを推定する手法であり、主に人工知能や深層学習の分野において用いられてきている（Qiang Yang ほか（2022），Heiko and Nathalie（2022），Yaochu Jin et.al(2022)）。

複数のオンサイト施設から、計量モデルの推定結果のみを持ち出し、連合学習の手法によってこれらのモデルを統合することにより、複数のデータを活用したモデルの推定が可能となる。ただし、一方のデータにしか変数が存在せず、他方の霜害変数が存在しない場合や、データがカバーする範囲が異なる場合などは、そのような情報が得られない部分を欠測値と考える推定を行う手法なども合わせて考える必要が生じる。これらの手法を公的統計マイクロデータ等に適用した結果については、当日報告する。

### 参考文献

- [1] 高部勲，山下智志(2019). 多項ロジットモデル及び主成分分析を用いた新たな統計的マッチング手法の提案，統計学，115，1-18，経済統計学会
- [2] 高部勲，山下智志(2021). 企業データにおける統計的マッチングに関するマッチング及びその精度改善，統計研究彙報，78，21-40，総務省統計研究研修所
- [3] Qiang Yang ほか著，株式会社ホクソエム監修・翻訳（2022）「Federated Learning: プライバシー保護下における機械学習」
- [4] Heiko Ludwig and Nathalie Baracaldo (2022). Federated Learning: Fundamentals and Advances (Machine Learning: Foundations, Methodologies, and Applications), Springer.
- [5] Yaochu Jin, Hangyu Zhu, Jinjin Xu and Yang Chen (2022). Federated Learning: A Comprehensive Overview of Methods and Applications, Springer.

## 因果推論・予測・記述・探索を目的とした重回帰モデル： 共通点と相違点

高橋 将宜（長崎大学）

はじめに

経済データの解析の目的は、因果推論・予測・記述・探索など、さまざまである。本稿では、特に重回帰モデルを例にして、解析の目的が因果推論なのか予測なのかに応じて、変数選択がどのように異なるのか、議論する。その後、欠測データ解析における解析モデルと代入モデルに議論を拡張する。当日の報告では、共通点や記述・探索にも言及する。

### 1. 状況設定

図 1.1 は、 $Y, X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$  の 7 個の変数間の因果関係を表す DAG (Directed Acyclic Graph) である。 $Y$  を結果変数とし、 $X_1$  から  $X_6$  を説明変数とする。

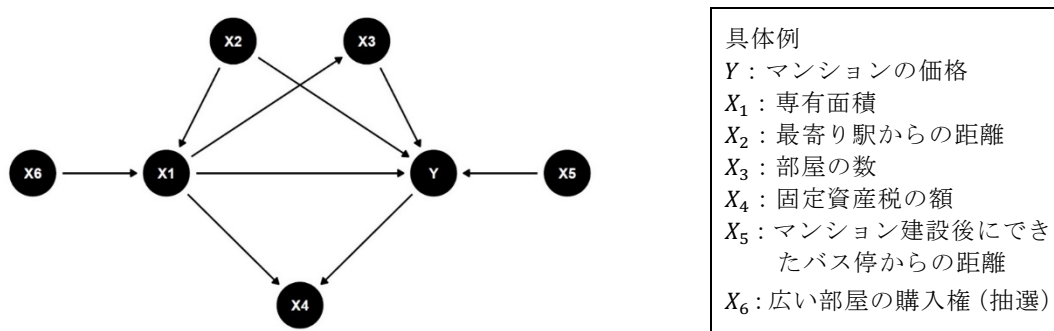


図 1.1 変数間の因果関係を表す DAG

注 1: 簡単のため、本稿の議論に影響しない一部の变数間の矢印は省略している。

注 2: 本稿では、この DAG における変数間の関係性は正しいと仮定する。

注 3: 本稿では、変数間の関数形は正しく特定されていると仮定する。

### 2. 因果推論を目的とした変数選択 1: $X_1$ から $Y$ への平均因果効果の推定

$X_1$  から  $Y$  への平均因果効果を適切に推定するためには、重回帰モデルに  $X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$  のどの変数を入れるべきであろうか？

$X_2$  は交絡因子であるから、モデルに入れて統制しなければならない。 $X_3$  は中間変数であり、 $X_4$  は因果の合流点であるから、これらはモデルに入れて統制してはならない。 $X_5$  はモデルに入れなくても、 $X_1$  から  $Y$  への平均因果効果の点推定値に悪影響はないが、モデル全体の当てはまりを向上させることで、 $X_1$  から  $Y$  への平均因果効果の推定値の標準誤差を小さくできるため、モデルに入れる方がよい。 $X_6$  は操作変数であり、操作変数法としての使い道はあるが、 $X_6$  から  $Y$  への直接的な因果効果はないため、重回帰モデルに直接的に入れると標準誤差が大きくなるので入れない方がよい。つまり、 $X_1$  から  $Y$  への平均因果効果は、式 (1.1) の重回帰モデルにおける  $\beta_1$  であって、何も考えずにすべての変数をモデルに投入した式 (1.2) の  $\gamma_1$  ではないのである (岩崎, 2015; 林・黒木, 2016; 高橋, 2022)。

$$\hat{Y} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_5 \quad (1.1)$$

$$\hat{Y} = \gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \gamma_3 X_3 + \gamma_4 X_4 + \gamma_5 X_5 + \gamma_6 X_6 \quad (1.2)$$

### 3. 因果推論を目的とした変数選択 2: $X_2$ から $Y$ への平均因果効果の推定

ところが、式 (1.1) は、因果推論において普遍的に正しいモデルというわけではない。 $X_2$  から  $Y$  への平均因果効果の推定を目的とするならば、 $X_1$  は中間変数であるから、モデルに入れて統制してはならない。つまり、 $X_2$  から  $Y$  への平均因果効果は式 (1.3) の  $\delta_1$  であって、式 (1.1) の  $\beta_2$  ではないのである。ゆえに、式 (1.1) において、共変量  $X_2$  の偏回帰係数  $\beta_2$  は、解釈不能（解釈困難）とされる（岩崎, 2021, pp.375-376 ; 西山 et al., 2019, p.187）。

$$\hat{Y} = \delta_0 + \delta_1 X_2 + \delta_2 X_5 \quad (1.3)$$

### 4. $Y$ の予測を目的とした変数選択

一方、 $Y$  の予測を目的とするとき、重回帰モデルに  $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$  のどの変数を入れるべきであろうか？  $X_1, X_2, X_3, X_5$  は、 $Y$  に対して矢印を向けており、 $Y$  との関連がある。また、 $X_4$  は、 $Y$  から矢印が向いているので、直感的には  $Y$  を予測するモデルに入れてはいけなさそうだが、予測の場合、因果の向きは問題ではなく、 $X_4$  と  $Y$  には関連があるので、予測には役立つ。たとえば、テストの点数がよかった生徒はテスト前によく勉強をしただろうと容易に想像できるように、結果である未来の値（テストの点数）から、原因である過去の値（テスト前の勉強時間）を「予測」できる。

したがって、予測モデルでは、たとえ疑似相関であっても  $Y$  と関連のある変数はモデルに入れてよい可能性があり、式 (1.2) を基本形として、ここから、たとえば  $X_6$  のように  $Y$  の予測に寄与しない変数を取り除く手順が正当化される可能性がある。

### 5. 欠測データに対する代入モデル

解析モデルを式 (1.1) とし、推定対象を  $\beta_1$  とするとき、 $X_1$  に欠測が発生しており、多重代入法で  $X_1$  の欠測値を処理するとしよう。解析モデルは因果推論を目的としているが、代入モデルは予測モデルの一種であることから、式 (1.4) のように、中間変数や因果の合流点も含めたモデリングが正当化され得る ( $m = 1, 2, \dots, M$ ) (高橋・渡辺, 2017, p.21)。

$$\tilde{X}_{1,m} = \omega_{0,m} + \omega_{1,m} Y + \omega_{2,m} X_2 + \omega_{3,m} X_3 + \omega_{4,m} X_4 + \omega_{5,m} X_5 + \omega_{6,m} X_6 + \tilde{\varepsilon}_m \quad (1.4)$$

### 6. 最後に

以上の議論をシミュレーション等で検証する。検証結果の詳細は、当日報告する。なお、本報告は、JSPS 科研費 基盤研究 (C) No.23K11010 の助成を受けた。

### 参考文献

- [1] 岩崎学 (2015) 『統計的因果推論』, 朝倉書店。
- [2] 岩崎学 (2021) 「統計的因果推論の視点による重回帰分析」, 『日本統計学会誌』第 50 巻, 第 2 号, pp.363-379。
- [3] 高橋将宜・渡辺美智子 (2017) 『欠測データ処理: R による単一代入法と多重代入法』, 共立出版。
- [4] 高橋将宜 (2022) 『統計的因果推論の理論と実装: 潜在的結果変数と欠測データ』, 共立出版。
- [5] 西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮 (2019) 『計量経済学』, 有斐閣。
- [6] 林岳彦・黒木学 (2016) 「相関と因果と丸と矢印のはなし: はじめてのバックドア基準」, 『IWANAMI DATA SCIENCE』vol.3, 岩波書店, pp.28-48。



# 中国化学繊維産業拡張産業連関表の作成及び化学繊維産業とアパレル産業のサプライチェーン分析

鐘嘉許\* (横浜国立大学大学院)・居城琢 (横浜国立大学)

はじめに

中国の化学繊維製造業は、中華人民共和国の成立後にその発展が始まった産業である。1956年に東欧、英国、日本から生産設備の導入を始め、外国技術に依存していた時代から、現在では高い国産率を実現しつつ、輸入を大きく上回る輸出を達成している。中国の織物・アパレル製造業もまた、化学繊維製造業と相似の特徴を持っている。ただし、2010年以降、中国の経済成長が減速する中で、国際競争力を維持するために、それらの産業において、従来の生産体制から生産効率の向上と、高技術水準の加工技術の開発が必要とされている。本報告では、2007、2012、2018 中国化学繊維産業拡張産業連関表の作成により、平均波及距離 (APL)、質的産業連関分析、総投入基準の国産化率及び単位構造 (Unit Structure) 分析を行うことで、中国「ニューノーマル (新常态)」経済前後の化学繊維産業及び産業構造変化を論じる。

## 1. 中国化学繊維産業拡張産業連関表の作成

本研究は、2007、2012、2018 年の中国産業連関表を基に、化学繊維製造業のさらなる細分化を試みた。そして細分化した結果と中国産業連関表に初めから含まれている織物・アパレル製造業の 8 部門データを加えて分析を行う。化学繊維製造業の場合、中国国民経済業種分類によると 8 部門に分けられるが、中国産業連関表ではこのような分割がなされていない。本研究は、化学繊維製造業の生産物別で、「ナイロン繊維製造業」、「ポリエステル繊維製造業」、「アクリル繊維製造業」、「ポリ塩化ビニル繊維製造業」、「ポリプロピレン繊維製造業」、「スパンデックス製造業」、「その他化学繊維製造業」に分割している。ただし、ただし、2007、2012、2018 年表それぞれの部門分類が若干異なるため、ISIC\_Rev.4 基準を採用し、研究対象である織物・アパレル製造業と化学繊維産業の諸部門以外、「中国国民経済行業分類 (中華人民共和国民政部 (2011 ; 2017))」の産業分類対照表に基づいて部門統合を行っている。

## 2. APL と質的産業連関分析

APL とは、産業間のサプライチェーンの長さを表す指標であり<sup>1</sup>、質的産業連関分析は、質的な視点から産業ネットワーク分析が可能であり、産業間の重要な相互依存関係のみ注目する方法である。2007 年から 2012 年にかけては、各部門前方連関と後方連関の APL が上昇している一方、2018 年には多くの部門の APL は下降する結果になっている。質的産業連関分析における次数中心性も同じ傾向を示されている。この傾向は、2007 年から 2012 年にかけて、それらの産業のサプライチェーンにおいて、生産における中間財の取引は多様化にしているものの、2012 年以降は単純化していることを示唆している。

<sup>1</sup> 猪俣哲史 (2008) 「産業間の『距離』を測る—アジア国際産業連関表を用いた平均波及世代数の計測」『産業連関』, 16 (1), pp.46-55.

### 3. 総投入基準の国産化率及び単位構造分析

2007 年、2012 年、2018 年の各年で、全部門で国産化率が高い基準を維持している一方、化学繊維製造業の国産化率は織物・アパレル製造業に比べて若干低いことが観察される。また、2012 年と 2018 年の国産化率は同じ水準に維持されているものの、2007 年と比較すると、全体的に上昇している。これは、2007 年と比べて生産プロセスが中国国内でより集約されていることを示唆している。一方、単位構造分析からは、2007 年と 2012 年を比べた場合に総額に若干の増減変動が見られるものの、2018 年以降はナイロン繊維製造業を除くすべての部門で総額が減少している。単位構造分析は、ある産業で 1 単位最終需要があったとき、その需要を満たすために必要な中間財の産業間取引構造のことであるため、中国の織物・アパレル製造業及び化学繊維産業における単位構造の値の減少は、生産コストの低下が要因であると考えられる。この変化について、今後では、より具体的な要因を特定する必要があるが、現在でも続いている中国のエネルギー節約型、及び付加価値が高い生産プロセスへの移行が求められる背景から考えると、安定成長への移行、古い生産設備の更新、および技術革新の進展によってもたらされると示唆される。

|                           | 2007年  | 2012年  | 2018年  |                                 | 2007年  | 2012年  | 2018年  |
|---------------------------|--------|--------|--------|---------------------------------|--------|--------|--------|
| D7:綿、化学繊維紡績、織物及び染色整理業     | 92.57% | 94.41% | 94.46% | D19:ナイロン繊維製造業                   | 86.11% | 89.96% | 89.43% |
| D8:毛紡績、織物及び染色整理業          | 92.17% | 94.11% | 93.72% | D20:ポリエステル繊維製造業                 | 87.61% | 90.61% | 90.64% |
| D9:麻、絹繊維織物製造、整理仕上げ業       | 92.90% | 94.22% | 94.15% | D21:アクリル繊維製造業                   | 85.08% | 87.56% | 86.81% |
| D10:ニット及びクローゼ編生地及び関連製品製造業 | 92.82% | 94.52% | 94.51% | D22:ポリ塩化ビニル繊維製造業                | 87.35% | 86.47% | 88.42% |
| D11:織物製品製造業（衣服除く）         | 92.34% | 94.50% | 94.58% | D23:ポリプロピレン繊維製造業                | 87.60% | 90.38% | 90.41% |
| D12:衣服製造業                 | 92.79% | 94.70% | 94.82% | D24:スパンデックス製造業                  | 86.55% | 89.64% | 89.25% |
| D13:皮革、毛皮、羽根及び関連製品製造業     | 91.92% | 92.70% | 93.81% | D25:その他合成繊維製造業（人造繊維＋その他合成繊維製造業） | 90.46% | 91.39% | 91.28% |
| D14:靴製造業                  | N.A    | 92.31% | 93.21% |                                 |        |        |        |

図 1 織物・アパレル産業と化学繊維産業部門別総投入基準国産化率

出所：筆者作成

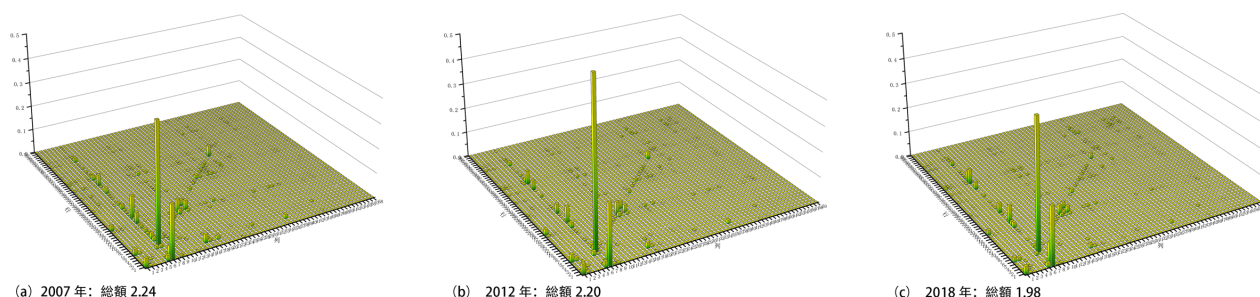


図 2 2007 年、2012 年と 2018 年綿、化学繊維紡績、織物及び染色整理業の単位構造

出所：筆者作成

以上

# グローバル・バリューチェーンにおけるイギリスのブレグジット投票 後の変容： 国際産業連関表に基づく分析

## (The Transformation of the UK in the Global Value Chain after Brexit vote: An Analysis Based on International Input-Output Tables)

立命館大学大学院 経済学研究科  
氏名 HUANG Yuxiang

### 1. はじめに

1990 年代から 2020 年までのグローバル化は、大きく二つの段階に分かれていた。第一段階は 1990 が急激に低下し、グローバルバリューチェーン (GVC) の急速な拡大を見た。第二段階では、世界金融危機の影響で貿易が崩壊し、それ以来グローバル化のペースが顕著に遅くなった。スローバリエーションの時代を迎えている。スローバリエーションは、イギリスの欧州連合離脱 (ブレグジット)、米中貿易戦争、さまざまな国々間の国際貿易協定の再交渉など、多くの異なる形で現れた。

2016 年 6 月 23 日、イギリスの欧州連合離脱是非を問う国民投票は、離脱支持側の僅差での勝利となった。EU を離脱する主張者によって一つの主張は、イギリスが第三国との独自の貿易協定を結ぶ機会を増やすことに関連している。これらの国々の多くは、EU よりも消費と投資の需要の成長が速いとされている。したがって、長期的な観点から見れば、イギリスは他の国々との貿易関係を発展させるために EU との貿易関係を犠牲にすることで利益を得られる。この戦略はしばしば「グローバル・ブリテン」と呼ばれている。2020 年 12 月 30 日、EU とイギリスは新しい「貿易・協力協定 TCA」に合意し、この協定が関税と数量制限を撤廃するが、非関税障壁をすべて排除するわけではない。

ブレグジットは、国際貿易やグローバル・バリュー・チェーンの構造にも影響を及ぼし、スローバリエーションの時代における主要な出来事として注目された。

### 2. データとアプローチ

本稿のデータは、2015 年から 2022 年までのアジア開発銀行の多地域間国際産業連関表データ (ADB Multiregional Input-Output Tables) に基づいている。このデータには 61 の経済国や地域と「世界他の地域」ブロックが含まれており、35 の異なる産業が区別されている。ADB MRIO データベースは、アジアの 29 の国や地域を含む多地域産業連関表を世界産業連関データベースに基づいて作成され、生産プロセスや中間財貿易の分散化と国際化に関する詳細な定量的情報を提供する。ADB MRIO データベースは、最近の国際貿易研究に広く活用されている。

特定の経済問題にはフレームワーク内で最も適した視点が必要であるため、本論文では、Los & Timmer (2018 年) によって提案された双方向視点のフレームワークを適用している。このフレームワークは、特定の部門の関税に対して潜在的に露出する GDP を、すべてのパートナーとの関係で評価するのに適している。この双方向視点のアプローチは、Brexit や米中貿易の分析に広く応用されている。そして、Los と Timmer (2018) で提案された VAX-D (直接利用のための付加価値輸出)、VAX-P (最終段階の生産用の付加価値輸出)、VAX-C (消費用の付加価値輸出) という 3 つの付加価値指標を使用している。このアプローチは、ある国の実際の GDP

と、輸出に関連する生産活動がない場合の仮想的な GDP を比較し、その差を輸出における国内付加価値として定義する。

### 3. GVCs におけるイギリスのブレグジット投票後の変容

本研究の結論は、つぎの 3 点に集約できる。

第一に、GVC の進展が停滞する中で、イギリスは EU 諸国に比べて国内生産された中間製品への依存を強めている。イギリスは EU を離脱したにもかかわらず、他の EU 加盟国にとって重要な付加価値の源泉であり続けている。特に、EU のイギリスにおける直接的な目的地および消費者としての役割は増加しているものの、バリューチェーンの最終段階におけるその重要性は減少している。

第二に、イギリスは近年、国際貿易に対する依存度を変えており、主要な EU 諸国の重要性が徐々に低下する一方で、中国、インド、アメリカ、日本などの非 EU 諸国の重要性が増している。これらの国々はバリューチェーンの最終段階においてますます影響力を持つようになり、イギリスはこれらの国々による最終組み立ておよび加工により依存するようになっている。

第三に、EU は、特に中・高技術製造業においてイギリスの製造業の付加価値の直接利用を増加させている。一方、サービス業における EU の地位は大幅に低下している。サービス業におけるイギリスの付加価値の直接利用において、EU のシェアは特に生産の最終段階において大きく減少しており、これは多くのサービスサブセクターにわたって顕著である。

### 4. 今後の課題

本研究ではサービス業と製造業に注目しているが、より細かいセクターへの分析はまだ充分ではない。特定の産業（中・高技術製造業、貿易関連サービス、その他の市場サービスなど）への分析を深めることが今後に向けての課題となる。

### 参考文献

- IJtsma, P., Levell, P., Los, B., & Timmer, M. P. (2018). The UK's Participation in Global Value Chains and Its Implications for Post - Brexit Trade Policy. *Fiscal Studies*, 39(4), 651-683.
- Los, B., & Timmer, M. P. (2018). *Measuring bilateral exports of value added: a unified framework* (No. w24896). National Bureau of Economic Research.
- Mulabdic, A., Osnago, A., & Ruta, M. (2017). *Deep integration and UK-EU trade relations* (pp. 253-282). Springer International Publishing.

## 日本社会の再生産可能性に関する検討

氏名 田添篤史(三重短期大学)

はじめに

現在の日本社会は高齢者（65 歳以上）人口の比率が増加しており、2023 年 9 月時点で 29.1%に達した。また国立社会保障・人口問題研究所の推計によると、この割合は今後も上昇を続けることが見込まれている。資本主義社会はその内部において、資本と雇用関係を取り結ぶことができる主体の再生産については一定の保障を与えるが、その関係から脱落するものに対する生活の保障を与える機構は本来的に有していない。そのような主体については経済論理以外による生活基盤の提供が行われているが、日本においては財政上の問題、あるいは年金額が現役時代にどれだけの所得があったかということと密接に関係しているなどの理由から、十分な基盤が提供されていないという問題も指摘されている。

このような状況から高齢者の就業について促進がなされており、高齢就業者数は増加を続けている。2022 年には 912 万人となり、就業者総数に占める高齢就業者の割合が 13.6%にまで達した。高齢者の就業率で見ても、65～69 歳の区分で 50%強にまで達した。しかしながら 70～74 歳の区分では 33.5%である。また 75%程度が非正規の職員・従業員であり、現役世代のように主として雇用関係に依拠しながら生活を安定させるということは困難である。

この点を考えると当然に現役世代からの移転が必要となるが、それがどれだけ可能であるかは現役世代の所得の大きさが極めて重要である。しかしながらこれについても、国内においてどのような就業機会が存在しているのかという点に依存することとなる。国内における就業機会の大きさはさまざまな企業が生産活動のどれだけを国内で実行するかに依拠しているが、特に 2020 年以降において資本財において輸入の比率が上昇していること、またそれよりは低いものの消費財の輸入浸透度も上昇していることが指摘されている。このような状況が今後も継続した場合、各種の生産活動がより海外に依存することとなり、国内での就業機会が減少していくことも予想される。これは現役世代の再生産を困難とするが、同時に先に述べた理由で高齢世代の再生産が困難となっていくことも予想される。

本報告ではこのような問題意識から国内における資本蓄積の動向やそれに伴う就業者数の変化などについて、主として 2015 年産業連関表と 2020 年産業連関表を利用しつつ検討を行う。ただし産業連関表には多くの部門が含まれており、当然のことながらその中には衰退している部門、盛んな部門など様々なものが含まれる。そのため村上(2024)での議論を参考に、2010 年代に設備投資が増加した部門の中で依然として国際競争力を維持していると思われる自動車および輸送機械、また今後も重要性が増すと思われる情報通信関連に焦点を絞り検討を行うこととする。

### 1. 自動車および輸送機械、情報通信関連における動向

2015 年産業連関表に付帯する固定資本マトリックスを利用し、2015 年における従業者一人あたり固定資本形成額と 2015 年から 2020 年にかけての従業者一人あたり付加価値

額の変化、従業者数の変化率をまとめると次のようになる。

表 A 自動車および輸送機械

|   | 乗用車        | その他の自動車     | 自動車部品・同<br>附属品 | 船舶・同修理       | その他の輸送機<br>械・同修理 |
|---|------------|-------------|----------------|--------------|------------------|
| 従業者一人当<br>たり固定資本形成<br>額（100 万円）                       | 11.2330688 | 8.252991374 | 5.469050453    | 3.060076211  | 2.67749899       |
| 2015 年と 2020<br>年の従業者一人<br>あたり付加価値<br>額変化（100 万<br>円） | -4.4479678 | -1.88485674 | -3.036284281   | -2.330978915 | -0.480663885     |
| 2015 年と 2020<br>年の従業者数変<br>化率                         | 0.05366446 | 0.017809109 | 0.151347043    | 0.009333398  | -0.077958317     |

表 B 情報通信関連

|   | 通信           | 放送           | 情報サービス      | インターネッ<br>ト附随サービ<br>ス | 映像・音声・<br>文字情報制作 |
|---|--------------|--------------|-------------|-----------------------|------------------|
| 従業者一人当<br>たり固定資本形成<br>額（100 万円）                       | 20.59945024  | 3.844181288  | 0.970104151 | 3.192770369           | 1.502630642      |
| 2015 年と 2020<br>年の従業者一人<br>あたり付加価値<br>額変化（100 万<br>円） | -6.543779617 | -3.003338827 | 2.32089172  | 4.548652144           | 2.160845099      |
| 2015 年と 2020<br>年の従業者数変<br>化率                         | 0.049657228  | 0.1665288    | 0.293493918 | 1.400132342           | 0.028912645      |

2015 年においては、特に乗用車、通信において従業者一人あたり固定資本形成額が大きかったが、2020 年にかけて従業者一人あたりの付加価値額の変化という観点で言えばマイナスの変化となっている。なおこれらの部門ではそれに対して従業者数は増加している。産業連関表における部門は個別企業という区分を基にしていなかったため単純には言えないが、部門という単位で見ると固定資本形成は付加価値額の増加ということにはつながらなかったと言える。

参考文献

村上研一(2024)『衰退日本の経済構造分析：外需依存と新自由主義の帰結』唯学書房

## 近年の各国剰余価値率の計測－EORA 国際産業連関表を使用して

泉弘志（関西支部）

戴艶娟（広東外語外貿大学）

私達は、ここ数年来、2つの国際産業連関表（OECD “WIOT” と Eora “MRIO “）データを結合して一つの世界産業連関表を作成し、世界各国の剰余価値率の計測をしてきた。しかし OECD “WIOT” データは 2014 年までしか公表されていないので、この方法では 2014 年までしか計測できないが、2014 年以後も各国の経済は大きく変動している。そこで、今年、産業連関表は Eora “MRIO” データだけをそのまま使用し、ILO や世界銀行のデータで補足しながら、出来る限り最近年の各国の剰余価値率を計測し、その動向を分析してみようと考えた。

### 1. 国際価値論に基づき国際産業連関表を使用して各国剰余価値率を計測する方法

以下の算式で剰余価値率を計測する

$$\text{剰余価値率} = \frac{\text{剰余価値}}{\text{労働力価値}} = \frac{\text{賃金労働者の生産した価値} - \text{賃金で購入できる財サービスの価値}}{\text{賃金で購入できる財サービスの価値}}$$

これを各国平均的労働者 1 人の当該 1 年間に関して計測する。

価値量の単位として、平均的労働者 1 人が 1 年間の労働で生産する価値量を採用する。そうすると、賃金労働者の生産した価値 は 1 人年となる。

賃金で購入できる財サービスの価値 は、1 人当たり平均賃金を国際産業連関表（Eora “MRIO “）の家計消費の構成比で配分し、それに国際産業連関表と国別産業別就業者から計測した国別産業別単位金額当り価値量（投下労働量）を掛け、合計して求めた。

1 人当たり平均賃金は Eora “MRIO “ の賃金額 Compensation of employees を世界銀行 “WDI” の賃金労働者数 Wage and salaried workers で除して求めた。

国別産業別就業者は ILO データベースの Employment データと世界銀行 WDI の Employment データから求めた。ILO の Employment データ（ISIC-Rev.4:22 分類、ISIC-Rev.3.1:18 分類 Aggregate:7 分類）と世界銀行 WDI の Employment データ（3 分類、1 分類）から Eora “MRIO “ の 26 分類への分解に際しては Eora “MRIO “ の Compensation of employees と Net mixed income の合計の産業別比率を利用した。Eora “MRIO “ にも国別産業別就業者データはあるが、データの記載されていない国が相当数あり、記載されているデータに古い年のデータと同じ数字をそのまま記載している場合がある、また日本政府の産業連関表記載の産業別就業者データと Eora “MRIO “ の該当部分と比較すると納得できないほどの大きな相違があるなどの理由でこのデータは利用しなかった。

国別産業別単位金額当り価値量（投下労働量）は国際産業連関表（Eora “MRIO “）と国別産業別就業者から求めた投入係数（国別固定資本減耗係数と国別固定資本形成係数を加えた拡大投入係数）と労働係数（新価値係数）を使用して 5102 元連立 1 次方程式を作成し、これを解いて求めた。

国別産業別就業者は、国際価値論に基づき、国民的労働生産性に比例して、増減させた（労働量を価値量に変換した）。国民的労働生産性は世界銀行 “WDI” から就業者 1 人

当り実質純生産を求め使用した。

## 2. Eora “MRIO “データを使用した各国 2021 年剰余価値率の試算

上記の方法で計測できる最新年 2021 年の剰余価値率を計測したのが第 1 表である。これは 2024 年 7 月末時点で取り急ぎ試算してみた第 1 次結果である。

第1表 2021年の各国剰余価値率

|      | 平均賃金<br>(千ドル) | 上記賃金で購入できる財貨サービスの価値 (人年) | 剰余価値率 | アメリカ基準の<br>国民的生産性 |
|------|---------------|--------------------------|-------|-------------------|
| 日本   | 40.01         | 1.79                     | -0.44 | 0.484             |
| アメリカ | 77.10         | 1.16                     | -0.14 | 1.000             |
| 韓国   | 36.06         | 5.68                     | -0.82 | 0.579             |
| 中国   | 15.78         | 1.74                     | -0.42 | 0.226             |
| インド  | 7.10          | 1.76                     | -0.43 | 0.159             |
| ドイツ  | 48.39         | 1.79                     | -0.44 | 0.796             |

この計測結果は予想していたものと大きく異なる。私達は各国の剰余価値率はプラスになると予想していたが、この計測結果は全てマイナスになっている。このような予想と異なる結果となった理由には以下のことが考えられる。

① 計測作業を急いだので、どこかでケアレスミスをしているのかもしれない。

② 計測に使用している主要データは Eora “MRIO “、ILO の Employment データ、世界銀行 WDI であるが、よく似た用語が使用されていてもかなり異なったものかもしれない。たとえば、1 人当り平均賃金は Eora “MRIO “の賃金額 Compensation of employees を世界銀行”WDI”の賃金労働者数 Wage and salaried workers で除して求めたが、Eora “MRIO “の Employees と世界銀行”WDI”の Wage and salaried workers とは異なるかもしれない。もし Eora “MRIO “の Employees の範囲が WDI”の Wage and salaried workers 範囲より大きければ、1 人当り平均賃金は大きくなり、平均賃金で購入できる財貨サービスの価値は大きくなり、剰余価値率は小さくなる。

③ 先進国は、発展途上国から価値以下の価格で輸入し、発展途上国へ価値以上価格で輸出することにより、大きな利潤を得ていて、その一部が先進国労働者に配分される結果、高賃金となり、その賃金で購入できる財貨サービスの価値は先進国労働者の生産する価値より大きい、つまり剰余価値率はマイナスなるのかもしれない。

④ 発展途上国には自営業者（農民等）が多数いて、賃金労働者の平均賃金は自営業者の平均所得より大きい。平均賃金で購入できる財サービスには自営業者の生産した多くの労働が投下されている。その結果発展途上国の平均賃金で購入できる財貨サービスの価値は発展途上国労働者の生産する価値より大きい、つまり剰余価値率はマイナスなるのかもしれない。

さらに検討を重ねていきたい。

### 参考文献

泉弘志(2023)「国際価値の理論と国際産お平均業連関表による各国剰余価値率の計測」『経済』No.335、110-132 頁 新日本出版社



## 多国間産業連関を活用した南海トラフ巨大地震等による

### 被害回復のための計量分析

橋本貴彦（立命館大学）

はじめに

本研究の研究課題は、日本における巨大地震等の被害からの回復のための条件に関する検討である。本研究の対象は、地理的に広範にかつ膨大な国富に被害を及ぼす巨大地震、特に南海トラフ巨大地震に焦点を合わせる。災害の内でも、巨大地震による被害を回復させるための供給増は、その被害の規模が大きいほど困難である。従来、大規模災害が生じた際の被害の回復に関する研究には、主に産業連関分析が用いられてきた。この理由は、産業連関分析では、ある純生産物の生産を目標した際に、直接・間接に必要な中間財の量を商品別に正確に確定できるためである。本計画でもこの産業連関分析のアプローチを採用する。

#### 1. 既存の研究

震災による被害の共通点は、被害回復のための需要の増加および供給システムの毀損という供給の両面から検討しなければならない点である。実際に、熊本震災のケースでは、住宅再建の建設需要増に供給増が追い付いていなかったことを示唆する結果を得ている（Takeda & Inaba (2022)）。しかしながら、これら先行研究（下田他 (2023)）では、復興需要増による誘発効果の内の輸入による調達増を考慮していない点に限界を持つ。一方で、南海トラフ巨大地震が発生した際の被害回復のための対策について、供給システムの毀損という点では、道路等の早期の復旧が重要であることが知られている（国土交通省・国土交通政策研究所他 (2016)）。ただし、いずれの政府の報告でも、巨大地震による被害の回復のための輸入中間財を含めた中間財の量や被害回復のための生産に必要な労働量を確定する研究は行われていない。そこで、本報告ではこの点の解明を目指す。

#### 2. 本研究の展開と課題

本報告では、地震による被害を受けた道路・鉄道と住宅の被害からの復旧に焦点を合わせる。その理由は、まず、前者の道路・鉄道は、最終生産物の輸送だけではなく、供給システムにかかわり、中間財や最終財の輸送を担うものであるからである。そして、住宅は社会構成員の生活のために必須の財だからである。

本報告では、第一に、被害規模と生産能力の関係について確認する。表 1 にあるように、産業連関表では、住宅は、住宅建築木造及び住宅建築非木造に区分されている。この表からは、中央防災会議 (2013) の住宅建築木造に関する被害想定額が 2015 年の産業連関表の国内生産額の 6.1 倍であることがわかる。第二に、国内生産と輸入（海外からの供給）に着目して、大地震による被害の回復のために必要な財・サービスを計測する。この点に関連して、表 2 では、ある商品を生産する際に使用する中間財全体に占める輸入中間財の割合を掲げている。被害回復のための生産活動を分析する際に

は輸入を考慮する必要があることがわかる。

震災被害の復興需要に応えるための雇用量や輸入品を含めた中間財の量については研究大会にて報告する予定である。

表 1 住宅・オフィス・ライフライン施設・交通施設などの国内生産と被害想定額

| 部門名/産業連関表の分類コード          | 国内生産 <sup>a</sup> | 被害想定額<br>b | 倍率<br>(b/a) |
|--------------------------|-------------------|------------|-------------|
| 住宅建築木造(4111-01)          | 8,882,183         | 54,500,000 | 6.1         |
| 住宅建築非木造(4111-02)         | 7,378,934         | 21,100,000 | 2.9         |
| 非住宅建築木造(4112-01)         | 769,328           | 3,800,000  | 4.9         |
| 非住宅建築非木造(4112-02)        | 12,245,596        | 39,700,000 | 3.2         |
| 道路関係公共事業(4131-01)        | 6,308,114         | 1,000,000  | 0.2         |
| 河川・下水道・その他の公共事業(4131-02) | 4,973,058         | 3,600,000  | 0.7         |
| 鉄道軌道建設(4191-01)          | 1,733,498         | 400,000    | 0.2         |
| 電力施設建設(4191-02)          | 820,741           | 200,000    | 0.2         |
| 電気通信施設建設(4191-03)        | 172,129           | 300,000    | 1.7         |

注 1：国内生産（額）は 2015 年産業連関表の名目値。注 2：被害については中央防災会議（2013）の陸側ケースを記載。注 3：河川・下水道・その他の公共事業（4131-02）に対応する想定被害は、上下水道のみ。単位は 100 万円。表 2 も同様。

表 2 住宅・オフィス・ライフライン施設・交通施設等の生産に投じられる輸入中間財

| 部門名/産業連関表の分類コード          | 中間財 <sup>a</sup> | 輸入中間財<br>の投入 <sup>b</sup> | 割合<br>(b/a) |
|--------------------------|------------------|---------------------------|-------------|
| 住宅建築木造(4111-01)          | 4,591,585        | 1,223,136                 | 0.27        |
| 住宅建築非木造(4111-02)         | 4,167,892        | 831,070                   | 0.20        |
| 非住宅建築木造(4112-01)         | 385,109          | 118,446                   | 0.31        |
| 非住宅建築非木造(4112-02)        | 6,217,125        | 736,464                   | 0.12        |
| 道路関係公共事業(4131-01)        | 3,234,867        | 265,764                   | 0.08        |
| 河川・下水道・その他の公共事業(4131-02) | 2,533,410        | 208,210                   | 0.08        |
| 鉄道軌道建設(4191-01)          | 831,432          | 59,692                    | 0.07        |
| 電力施設建設(4191-02)          | 334,713          | 110,950                   | 0.33        |
| 電気通信施設建設(4191-03)        | 71,410           | 13,618                    | 0.19        |

#### 文献

国土交通省（2021）「国土交通省 南海トラフ巨大地震対策計画 [第 3 版]」。

国土交通省 国土交通政策研究所他（2016）「広域災害発生時におけるモード横断的な貨物輸送に関する 調査研究」、『国土交通政策研究』第 131 号。

地震調査研究推進本部（2013）「南海トラフの地震活動の長期評価（第二版）について」。

中央防災会議（2013）「南海トラフ巨大地震の被害想定について」。

下田充・渡邊隆俊・藤川清史（2023）「供給制約の産業連関分析」、『経済研究所所報』第 3 号。

中央防災会議（2021）「南海トラフ地震防災対策推進基本計画」。

Takeda, K. and Inaba, K. (2022), “The damage and reconstruction of the Kumamoto earthquake,” *Journal of Economic Structures*, Vol. 11, No. 1.

## データの資本としての記録について：2025SNA（仮称）対応を見据えた 国民経済計算におけるフロー及びストック推計の結果

河野 陽介（内閣府経済社会総合研究所）

### 1. はじめに

近年、デジタル技術を活用した新たな経済活動が急速に拡大しており、国民経済計算におけるこれらの活動の捕捉の重要性について、国際的な議論が進行している。2025 年に改定予定の国民経済計算の新しい国際基準（2025SNA（仮称））においても、主要な検討課題群の一つにデジタル経済の捕捉が掲げられており、その中でデータを資本として記録することが勧告される見込みとなっている。

こうした状況を踏まえ、内閣府経済社会総合研究所では、2022 年度と 2023 年度に、我が国の SNA における実装を見据えてデータ資産のフロー推計およびストック推計の試算を行った。

### 2. 試算の方法

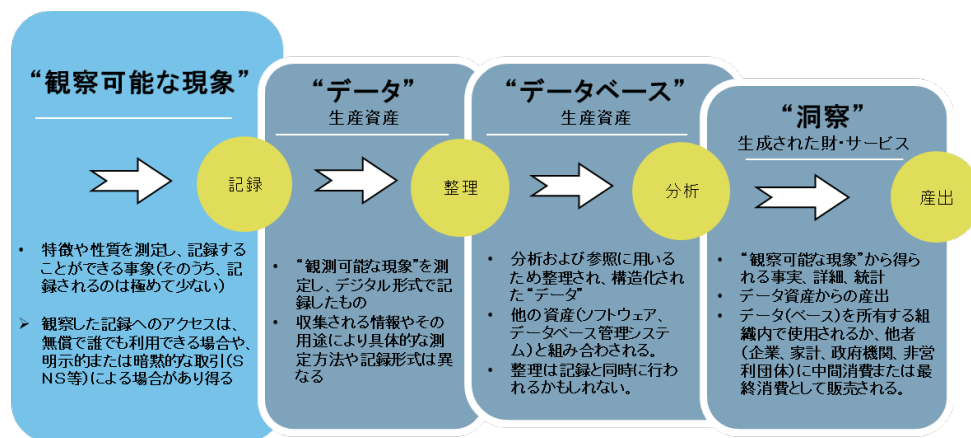
2025SNA の検討にあたっては、国民経済計算に係る国際機関事務局間ワーキンググループ（ISWGNA）が現行の国際基準の取扱いや課題、変更する場合の選択肢とそれに伴う論点等を整理したガイダンスノートを作成している。本試算は、このガイダンスノート<sup>1</sup>と諸外国における先行研究に準拠して実施した。

まず、データの定義は、ガイダンスノートに従い、次のように設定した。

- ✓ 現象にアクセスし、観察し、これらの現象の情報要素をデジタル形式で記録、整理、保存することによって生成される情報コンテンツであり、生産活動に使用した場合に経済的利益をもたらすもの。

データの生産工程は次のように考えた（図表 1）。データは観察可能な現象がデジタル形式で記録されることで、初めて資産として生成される。そして、データは分析および参照に用いるために整理、構造化されることで、データベースとなり、これらを分析することで、財・サービスとしての洞察が得られる。

図表 1 SNA におけるデータの生産工程の概念図<sup>2</sup>



<sup>1</sup> データの資本としての記録に関しては、「DZ.6 Recording of data in the National Accounts」という名のガイダンスノートが作成され、2023 年 3 月に ISWGNA の助言機関である専門家アドバイザリーグループで採択されている。

<sup>2</sup> Mitchell, J., Ker, D., & Leshner, M. (2021). Measuring the economic value of data. *Going Digital Toolkit Note, No. 20* より作成

本試算はこの生産工程の概念に概ね依拠し、我が国におけるデータ、データベース、データ分析（洞察相当）の価値を、1994 年から 2020 年にわたって推計した。ガイダンスノート等において、データ分析は、資本として記録するデータ資産の対象外であることが明記されており、2025SNA では、データ分析が固定資本形成及びその前提としての自己勘定生産として記録されることはないが、参考としてデータ分析の試算も行った。

推計手法は、コスト積上げ法により、まずデータ等を産出すると考えられる職種別に労働コストを推計し、その後、産業連関表から推計した労働コスト同比率に対する中間消費、営業余剰、固定資本減耗のマークアップ率を乗じることでフローの産出額を計算した。また、恒久棚卸法（PIM）により、ストック推計を行った。推計に必要な、職種別のデータ関連業務への従事時間割合、データ等の利用期間等を把握するために、個人モニターに対する web アンケート調査を実施し、これを活用した。

### 3. 推計結果の概要

2020 年における名目のデータ等の産出額は、データが約 11.3 兆円、データベースが約 1.0 兆円、データ分析が約 3.8 兆円であり、データ、データ分析、データベースの順に大きくなっている。26 年間の名目平均成長率はデータが 5.1%、データベースが 2.0%、データ分析が 4.6% であり、伸び率でもデータ、データ分析、データベースの順に大きくなっている。ただし、最も伸び率が低いデータベースであっても、この期間における名目 GDP の平均成長率である 0.2% を大きく上回っている。更に、データ、データベース、データ分析のいずれにおいても実質産出額における平均成長率は、名目値における平均成長率を 0.3 ポイントから 0.6 ポイント程度上回る。2020 年のストック額は、データが約 21.8 兆円、データベースが約 3.7 兆円である。

図表 2 データ等のフローの産出額とストックの推移（単位：10 億円）

|        |        | 1994年 | 2020年  | 平均成長率 |
|--------|--------|-------|--------|-------|
| データ    | 名目産出額  | 3,097 | 11,255 | 5.1%  |
|        | 実質産出額  | 2,485 | 10,613 | 5.7%  |
|        | 実質ストック | 5,061 | 21,823 | 5.8%  |
| データベース | 名目産出額  | 588   | 987    | 2.0%  |
|        | 実質産出額  | 474   | 932    | 2.6%  |
|        | 実質ストック | 1,883 | 3,695  | 2.6%  |
| (参考)   |        |       |        |       |
| データ分析  | 名目産出額  | 1,192 | 3,834  | 4.6%  |
|        | 実質産出額  | 1,046 | 3,616  | 4.9%  |

図表 3 は生産者別、自社・外販別にみた名目産出額の内訳と構成比である。生産者別には、データ、データベース、データ分析のいずれにおいても市場生産者が 9 割強、一般政府が 5% 程度を占めており、対家計民間非営利団体は 1% 未満に止まっている。自社・外販の別には、データとデータ分析では自社用の割合が 97% 程度であるのに対し、データベースでは自社用の割合は相対的に低く 90% 程度となっている。

図表 3 生産者別、自社・外販別データ等の産出額（2020 年）

|        |            | (単位：10 億円) |        |           | 構成比   |        |           |
|--------|------------|------------|--------|-----------|-------|--------|-----------|
|        |            | データ        | データベース | (参考)データ分析 | データ   | データベース | (参考)データ分析 |
| 生産者別   | 市場生産者      | 10,544     | 944    | 3,605     | 93.7% | 95.6%  | 94.0%     |
|        | 一般政府       | 625        | 40     | 204       | 5.6%  | 4.0%   | 5.3%      |
|        | 対家計民間非営利団体 | 86         | 4      | 25        | 0.8%  | 0.4%   | 0.6%      |
| 自社・外販別 | 自社用        | 10,937     | 890    | 3,712     | 97.2% | 90.2%  | 96.8%     |
|        | 外販用        | 318        | 97     | 122       | 2.8%  | 9.8%   | 3.2%      |
| 合計     |            | 11,255     | 987    | 3,834     | 100%  | 100%   | 100%      |

以上

## 2025SNA に向けたデジタル資産の扱いに関する論点

### — 暗号資産に関する検討 —

佐藤嘉子(日本銀行)

はじめに

国民経済計算の国際基準マニュアル 2025SNA(仮称)は 2025 年 3 月の国連統計委員会での承認を目指して執筆が進められている。本報告では 2024 年 7 月時点で入手可能な 2025SNA 草稿等におけるデジタル資産、暗号資産の扱いをレビューし、金融資産の分類を整理する。その上で、暗号資産に関する統計を作成する際に実務上問題になると思われる点を指摘し、改善案を提示する。また、その他の論点等についても示す。

#### 1. デジタル資産、暗号資産、金融資産の分類

デジタル経済を適切に捉えるため、2025SNA ではデジタルゼーションに関する章が新設され、デジタル資産や暗号資産に関する定義や分類が記載されている。デジタル資産とは「デジタル形態でのみ存在する資産」(パラ 22.2)であり、暗号資産とは「暗号技術やブロックチェーンのような分散型台帳技術(DLT)を用いて、仲介者を經由することなく当事者間での直接取引を可能とする価値をデジタル形態で表象したもの」(パラ 22.84)とされている。

金融資産と非金融資産の資産分類に関しては、貨幣用金の例外を除き、見合いの負債があるものを金融資産とする現行 2008SNA における基準が踏襲されている。この基準はデジタル資産か否かに拘わらず資産全般に適用される。暗号資産に関しては、見合いの負債のあるものは金融資産に分類される一方、見合いの負債がないものは非金融非生産資産と整理している(パラ 22.87)。この金融資産の分類を踏まえてデジタル資産を具体的に分類すると、支払手段となるデジタル資産としてステーブルコイン、その他負債のある暗号資産、CBDC 等が、また支払手段としてはあまり想定されていないが証券トークン等が、金融資産に該当する。

また、暗号資産に関しては、(1)一般的な支払手段として通用するもの、(2)特定のプラットフォームやネットワークで支払手段となるもの、(3)証券トークン、という整理も合わせて示されている(パラ 22.85)。支払手段としての汎用性を統計の分類基準として技術進歩が著しい暗号資産に適用することは、陳腐化リスクが高く、統計の連続性の観点から望ましいとは言えない。複数の異なるプラットフォーム間で通用する(相互運用性のある)新しい資産が生まれてくる可能性等を考えると、この整理は再検討が必要となろう。

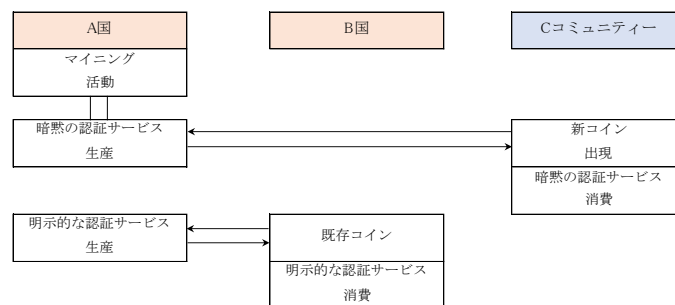
#### 2. 見合いの負債がない暗号資産(NLCA)の計上方法

見合いの負債がない暗号資産(以下 NLCA: Non-liability crypto asset used as a means of payments)の扱いについては国際的に大きな議論があるが、2025SNA では一旦、非金融非生産資産に分類した上で執筆が進められている。そして、暗号資産の取引や送金データを正しくブロックチェーンにつなぐための取引の認証作業については、計上する際の基本的な考え方が示されている。取引の認証はサービス生産であること、認証者が取引者から受け取る明示的な手数料がそれに当たるとともに、ビットコイン等の暗号資産の認証の仕組みであるプルーフ・オブ・ワーク(以下

PoW: proof of work、先に暗号を解読した者がブロックチェーンにつなぐ権利を得る仕組み)による新たにコインの獲得(採掘)は、暗黙のサービス生産とすること、その暗黙のサービス生産は、当該暗号資産の保有者で構成される「概念上のコミュニティ」があると想定し、その概念上のコミュニティが集合的に消費しているとみなすこと、等である。

具体的な数値例は、暗号資産に関するガイダンス・ノート(F.18)において示されているが、実在しない「概念上のコミュニティ」が想定されていることから、実際の統計作成に採用することは現実的ではない。本報告では概念上のコミュニティを想定しない PoW の計上方法を提案する。

2025SNA・ガイダンスノートに基づく NLCA の計上方法(概念図)



### 3. 暗号資産に関するその他の論点

NLCA を SNA に計上するにあたっては上記 2 以外にも、検討を要する論点が存在する。例えば、PoW 以外の認証(PoS: proof of stake)の扱い、NLCA の貸出、国際標準産業分類における NLCA 採掘活動の分類、現物の NLCA を投資対象とする ETF の部門分類等である。

また、NLCA の資産分類については、2025SNA における長期的な課題としても挙げられている。上述のとおり、現状 NLCA は 2025SNA において非金融非生産資産として執筆が進められている。しかし、「NLCA が将来、一般的な支払手段として広く受け入れられるようになることがあれば、資産分類の指針は再考される」(パラ 22.87)との記載があり、今後も検討が続けられていく。

### 4. まとめ

本報告では、2025SNA におけるデジタル資産、暗号資産、金融資産等の扱いをレビューし、暗号資産を統計に反映させる際の実務上の問題や改善案を提示、その他の論点(PoS、貸出、ETF の扱い等)についても示す。暗号資産は、関連する技術の進歩に加え、その組み合わせによって、さまざまな商品や取引が生み出される可能性が高い。本報告で示す論点については、国際的な議論や調査・研究が継続され、2025SNA やその作成方法に関するマニュアルにおいて詳細が説明されていくことが望ましい。

#### 主要参考文献

Sato, Yoshiko (2023a): "Issues in reflecting digital assets in the Flow of Funds Accounts", IFC Bulletin No 58, July.

———— (2023b): "Issues in reflecting digital assets in the official statistics", 64th ISI World Statistics Congress - Ottawa, Canada, July.

SNA Update Project Team (2024): "2025 System of National Accounts, Draft for Global Consultation", posted in June.

## マクロ経済統計における暗号資産の扱い：フォローアップ

武田英俊（日本大学）

### 1. はじめに：経緯と問題意識

暗号資産は 2009 年初に誕生したビットコインをその嚆矢とする。主要なマクロ経済統計に関する現行の国際基準（08 SNA、国際収支マニュアル第 6 版等（BPM6））は、概ね 2008～2009 年にリリースされているため、暗号資産に関する規定が殆どない。こうしたことから、08SNA や BPM6 改訂プロジェクト<sup>1</sup>では、暗号資産の扱いを主要論点の一つとして検討が進められてきた。主な論点は、Bitcoin のように負債を伴わない暗号資産（Non-Liability Crypto Assets。以下では、NLCAs）の扱いであった。

検討過程ではなかなか意見が収斂しなかったが、2023 年 3 月の国連統計部、IMF 国際収支委員会等の会合において、統計ユーザー向けサーベイ（2023 年 1～3 月に IMF、国連統計部が実施）の結果を踏まえ、NLCAs を非金融・非生産資産とするとの暫定的な決定<sup>2</sup>に至った。今後、特段の環境変化がない限り、2025SNA、国際収支マニュアル第 7 版（BPM7）では、この合意に基づいて NLCAs の扱いが規定される。また、各国の統計作成当局は実際のデータ収集、推計方法等の確立に向けて実務的な検討を進めることされた。

時間的制約がある中で国際基準改訂プロジェクトを進めていくために、この時点で暫定的な結論を導いたことは理解できる。一方で、決定のプロセス及びその内容については一定の違和感があり、NLCAs のマクロ経済統計における扱いについて、将来的な見直しを念頭に検討を続けることが適当である。

以下では、2020 年研大会での発表を踏まえつつ、今回暫定的に決定されたマクロ経済統計における NLCAs の扱いに関する課題を示す。

### 2. 2020 年研究発表の概要

2020 年度の全国研究大会では、主に 2019 年 3 月に IMF がリリースした検討ペーパー<sup>3</sup>を批判的に論じた。ポイントは以下の通り。

- IMF ペーパーでは、08SNA や BPM6 に基づき、NLCAs を財貨・貴重品（デジタル貴重品）とする扱いを推奨した。
- こうした推奨は、①NLCAs には対応する負債がないため、「非金融資産」である、②NCLAs は生産された非金融資産であり、在庫、固定資産、貴重品の何れかに分類される。NCLAs は明らかに在庫や固定資産ではないほか、その主な保有目的は価値保存とみなしうるため、貴重品と考えて問題ない、という判断に基づく。

<sup>1</sup> 新 SNA、BPM7 は 2025 年第 1 四半期に公表予定。

<sup>2</sup> こうした扱いの変更を正当化しうる重要な市場取引上、規制上、会計上の変化があった場合には 2025 年の改訂版国際基準の公表の前後にかかわらず、当該暫定的決定を見直すこととされた。このため「暫定的」な決定と位置付けられている。

<sup>3</sup> International Monetary Fund (2019), “Treatment of Crypto Assets in Macroeconomic Statistics”

- しかし、NCLAs は本源的価値を持たず、価格変動が極めて大きいなど、貴重品の要件を満たさない。また、①NCLAs は、そもそも隔地への安価な送金手段、一般的な交換の仲介手段として導入されており、マネー類似の性格を持っていたこと、③現在金融資産とされているものの中にも、貨幣用金（対応する負債が無い）、銀行券等の法定不換通貨（負債性が希薄）のように、少なくとも実質的には負債を伴わないものが存在すること、を踏まえれば、NCLAs は新種の金融資産と考えるべきである。

### 3. NCLAs のマクロ経済統計上の扱いに関する暫定的決定の評価

暫定的決定で、NCLAs を貴重品とするという扱いが排除されたことは適切である。一方、その決定に至るプロセスの適切性については疑問が残る。また、非金融・非生産資産とする暫定的決定についても一定の違和感が残る。

#### (1) 暫定的決定に足るプロセスの適切性

NCLAs のマクロ経済統計における扱いについては、金融・非金融の分類等の議論が収束しなかったこともあり、最終的には国連統計部、IMF が統計ユーザー（主要国際機関、国家統計局、中央銀行、その他政府機関等）を対象にサーベイを行い、その結果に基づいて半ば多数決により暫定的決定に至った。

しかしながら、本来はユーザーが扱いを決めるのではなく、SNA や BPM 改訂プロジェクトを担う統計専門家が NCLAs の実態を見極めてあるべき国際基準上の扱いを決め、そのうえでユーザーの意識・理解と矛盾が無いか確認するというプロセスを踏むべきであろう。今回は、NCLAs の経済的性質を踏まえてあるべき扱いを決めたというより、ユーザーが好む、または理解しやすい扱いに落ち着かせたという色彩が強い。

#### (2) 非金融・非生産資産とする扱いの妥当性

上記のプロセスにも起因して、以下の点で議論が尽きていないと思われる。

- ① 金融資産か非金融資産かの決定が、実質的に多数決に委ねられており、論理的な詰めがなされていない。
- ② とくに対応する負債の要否について、決着が付いていない。現状、大多数の金融資産が負債を伴っていることは事実だが、上述の通り例外もある。また、2020 年の OECD ペーパー<sup>4</sup>は、a) 08 SNA 等の国際基準に金融資産であることの要件が明示されていない、b) 貨幣用金という例外がある、c) 不換紙幣等の実質的に負債性の薄い金融資産があること等を指摘したうえで、金融資産とする扱いを提案しており、相応の説得力がある。暫定的決定に至る過程では、これらを否定する論拠が示されていない。

上記を踏まえ、NCLAs を金融資産として扱う可能性、その場合の条件等について、更なる検討を行うことが適切である。

以 上

---

<sup>4</sup> Jorrit Zwijneburg (OECD) (2020), “Issues note on the recording of cryptocurrencies without a corresponding liability in the System of National Accounts”, (2020), paper prepared for the 14<sup>th</sup> Meeting of the Advisory Expert Group on National Accounts, on October 5-9, 2020.



## マーケティング活動の資本化に係る議論

萩野 覚（麗澤大学、内閣府上席客員研究官）

### 1. はじめに

2008SNA は、非金融資産を、①天然資源、②契約・リース・ライセンス、③のれん・マーケティング資産に分類している。のれん・マーケティング資産の範囲については、買入のれんに含まれるものとして、マストヘッド、ロゴ、顧客リストなど、マーケティング資産とまとめて呼ばれるような資産を示している。2008SNA の検討にあたり、キャンベラ II グループ（国連統計委員会傘下の無形資産の取り扱いに関する検討グループ）は、買入のれんや自己創設のれんであるマーケティング資産は、実際には生産されたものであるが、固定資本形成に該当する支出を特定する困難さから、非生産資産と位置づけた。また、広告宣伝費を固定資本形成として扱う方法も、当該費用が短期的な性格を持つことを理由に否定した。このように、2008SNA は、マーケティング資産について、企業による投資の結果であることを認識しつつ、価値測定の困難さを理由に非生産資産として位置付けている。

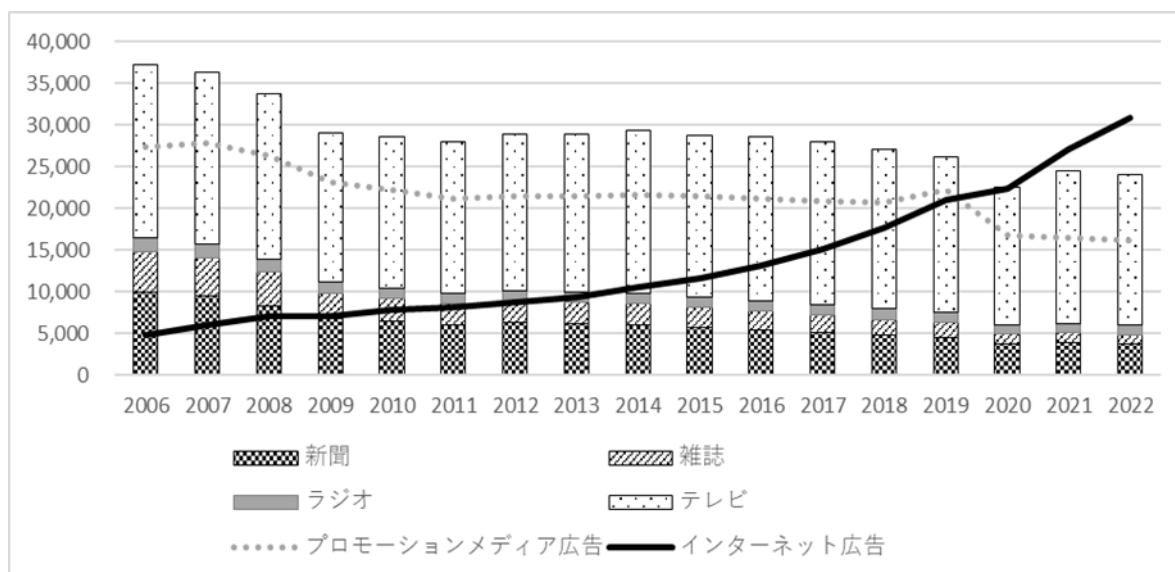
次期 SNA 改定では、研究開発活動と同様に、生産資産として計上する案が議論された。これは、財貨・サービスに付けられたロゴやブランド名は、企業に多大な価値を加えることになるが、価格やマーケットシェアを維持すべくブランド価値を創造するために、企業は多額の支出やリソースを費やしているからである。また、マーケティング資産が、グローバル経済において、より重要な役割を果たすようになってきたことも重視されている。特に、ブランド価値は、無形資産としての位置づけから、多国籍企業が、その価値の移転により利益のシフトを行うことが可能である。

フランチャイズ形式で経営を行うサービス企業やプラットフォーム企業も、利用してもらうための知名度や評判を獲得するために多大な支出を行っている。また、企業活動が益々グローバル化する中で、マーケティング資産が、より重要な役割を果たすようになってきたことも重視されている。特に、ブランド価値は、無形資産としての位置づけから、多国籍企業が、その価値の移転により、利益のシフトを行うことができる。実際、それにより、アイルランドの GDP が大きく変動するといった事象も生じている。こうした状況の下、価値測定が困難であるという実務的な理由により、マーケティング資産を生産資産と位置付けないで良いかどうか、再度議論されたのである。

### 2. 我が国における推計可能性の検討

マーケティング資産の推計を行うにあたっては、外部支出を通じるマーケティング活動と、企業内部でのマーケティング活動を区別する必要がある。前者については、電通が、広告費の総額を集計して公表しており、推計が可能である（図）。電通の集計値は、1 年間に使われた広告費について、マスコミ（新聞、雑誌、テレビ、ラジオ）、インターネット、プロモーションメディアを通じた広告媒体料と広告制作費を、媒体社、広告制作会社、広告会社、各種団体等の協力を得ながら推計したものであり、2022 年には広告費全体で 7.1 兆円が支出された。

図. 日本の媒体別広告費（単位：億円）



（出所）電通（2023）の媒体別広告費を用い筆者作成

ただし、広告費のうち、販売促進の性格を有するものは、当面の営業活動に貢献するものの、ブランドの形成には必ずしも繋がらないとの見方がある。上記の広告媒体のうち、プロモーションメディア広告を、屋外広告、交通広告、折込ちらし、DM、フリーペーパー、POP（店内の装飾等）、イベント・展示・映像といった方法による広告、としており、これらは、販売促進費の性格が強いと考えている。そこで、それらの費用を除いて集計すると、2022 年の広告費は、5.5 兆円と計算され、広告費全体の約 77%になる。

### 3. 国際的議論の帰結と今後の課題

2024 年の国連統計委員会では、時期 SNA 改定におけるマーケティング活動の取り扱いが議論されたが、その資本化は見送りとなり、今後の研究課題と位置付けられた。我が国では、上記のような基礎データが存在するものの、広告費の総額に関する基礎データを得られない国も少なくない。また、企業内部におけるマーケティング活動は、統計的把握が難しい。さらに、概念的にも、仮にマーケティング活動を資本化とした場合、資本化する部分と中間消費とする部分をどのように区別するか、また、存続期間（サービスライフ）をどのように定めるか等、課題が多い。

企業内部の広告活動については、仮に資本化するとすれば、開発に要した労働費用を集計していくことになるが、次期 SNA 改定において資本化される見込みのデータ資産の推計と重複しないよう、留意する必要がある。例えば、企業の広告・マーケティング部門において、ビッグデータを分析しながら販売戦略を立てるとき、当該部門の労働費用が、マーケティング資産とデータ資産の何れの形成に繋がっているのかを特定する必要があり、ここにも、概念的・実務的課題が存在する。

以上



Cloud) パブリッククラウドとプライベートクラウドを統合したクラウド。

## 2. 日本の総務省情報通信白書とアメリカの NIST 基準を具体的な観点で比較

まず、日本の総務省情報通信白書は、情報通信分野における現状と課題を詳細に分析している。

<sup>3</sup>この白書は、ICT 市場の動向、電気通信分野、放送・コンテンツ分野、電波政策、データセンター市場、AI の動向など、幅広いトピックをカバーしている。

一方、アメリカの NIST は、セキュリティやテクノロジーの標準を策定している。例えば、NIST SP800-171 では、制御された未分類情報 (CUI) の管理においてパスワードを使用することが示されている。また、NIST SP800-53 では、256 ビット以上のパスワードを使用することが推奨されている。<sup>4</sup>両国の基準は、異なる観点から情報通信分野を評価しているため、具体的な比較はさらなる調査が必要である。しかし、両国ともセキュリティや技術の進展に対応するために、継続的な取り組みを行っていることは明らかである。<sup>5</sup>日本の総務省情報通信白書はクラウドプロバイダーのセキュリティ対策や個人情報の保護、クラウドサービスの可用性や障害対応能力を評価する。アメリカの NIST 基準は、セキュリティとプライバシーの観点でクラウドプロバイダーを評価し、クラウドサービスの可用性と信頼性を確認し、適切なサービスレベルを維持することを重視。ユーザーにとって信頼性の高いサービスを提供することが求められる。

## 3. 経済政策への影響及び産業連関表への影響

CCS の区分けの定義は、経済政策や産業連関表に影響を与える可能性がある。経済政策への影響クラウドサービスの種類 (IaaS、PaaS、SaaS) や展開モデル (パブリッククラウド、プライベートクラウド、ハイブリッドクラウド) によって、経済政策の方針や規制が異なることがある。例えば、プライベートクラウドを活用する企業に対する税制優遇策や支援策が検討されることがある。CCS の普及により、新たなビジネスモデルや雇用の創出が期待される一方で、既存の産業構造に変化をもたらす可能性もある。経済政策はこれらの変化に適切に対応する必要がある。産業連関表への影響は、各産業部門間の取引を記録したものであり、国民経済の実態を反映している。クラウドコンピューティングサービスの増大に伴い、それに関連する部門や取引が適切に反映される必要がある。CCS の分類が明確でない場合、産業連関表の部門分類や取引の記録に誤差が生じる可能性がある。したがって、クラウドサービスの定義や分類が適切に行われることが重要である。総じて、CCS の区分けの定義は、経済政策や産業連関表の適切な分析や政策立案に影響を与える要素となる。

### 参考文献

United Nations, Digitalization (DZTT) (2022), DZ.8 Cloud computing, 国連 HP  
<https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/SNAUpdate/GuidanceNotes.asp>

---

<sup>3</sup> 総務省、2024、「令和 6 年版情報通信白書」(PDF 版) より要約

<https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/r06/pdf/index.html> (最終アクセス日: 20240727)

<sup>4</sup> 株式会社日本 HP、2018、「経営戦略としてのサイバーセキュリティ～米国 NIST 標準のセキュリティフレームワークとその対応ソリューション～」より要約

<https://cloud.watch.impress.co.jp/docs/event/1143350.html> (最終アクセス日: 20240727)

<sup>5</sup> IPA 独立行政法人情報処理推進機構、2023、「DX 白書 2023」より要約

<https://www.ipa.go.jp/pressrelease/2022/press20230316-2.html> (最終アクセス日: 20240727)

## デジタル化に伴う産業分類と生産統計に与える影響

櫻本健（立教大学）

### 1. 国際社会によるデジタル化への対応

2025 年の国民経済計算体系(SNA)・国際収支統計(BOP)の改訂に向けて、国際機関の作業が大詰めを迎えている。グローバル化データに関してデータの資本化が 2025 年の国連総会で SNA への導入予定となっている。本報告ではデジタル化への対応、データの資本化に関する国際会合と成果、産業分類・生産統計への影響、コモ法への適用可能性といった点について取り上げる。

デジタル化は電子商取引等幅広い分野で進んでいることなのであって、今回データを除くと生産・資産の境界変更は部分的モザイク状ともいえる対応になっている。生産・資産の境界に関して Sakuma(2013)のような明確で基準に基づく整理と共に概念整理の進捗、客観的な計測のしやすさ、人間同士の話し合い・説得という曖昧な整理の両方の要素があるため、データの資本化という大きな部分での進展もあったが、他ではサテライトで整理するというモザイク状(特に Haskel and Westlake(2019)から見て)の進展となった。

内閣府の成果としては河野・吉本(2024)、長谷川(2023)や 2024 年中に公表される委託報告書で逐次公表されると予想される。内閣府はここまで OECD を中心としたデジタル化の統計整備で、国際社会を度々リードし、高い評価を得てきている。一方で本報告ではやや別な視点でデジタル化を取り上げたい。

表 1 無形投資の分類

| 大分類       | 投資の種類              | 生み出されそうな知的財産             | 国民勘定で投資扱い?                   |
|-----------|--------------------|--------------------------|------------------------------|
| コンピュータ情報  | ソフトウェア開発           | 特許、著作権、デザイン<br>IPR商標、その他 | 1993SNAから2000年代初頭            |
|           | データ                |                          | 2025SNAで導入予定                 |
|           | データベース開発           | 著作権、その他                  | 1993SNAで導入済みだが、各国で導入にばらつきがある |
| イノベーション資産 | 研究開発               | 特許、デザインIPR               | 2008SNAで導入済み                 |
|           | 鉱物探査               | 特許、その他                   | 導入済み                         |
|           | 娯楽、芸術的原作<br>創造     | 著作権、デザインIPR              | 1993SNAで導入後、各国で徐々に導入         |
|           | デザイン、その他<br>製品開発費用 | 特許、デザインIPR、商標            | ×                            |
| 経済能力      | 研修                 | その他                      | ×                            |
|           | 市場調査とブラン<br>ディング   | 著作権、商標                   | 2025SNAで討議された                |
|           | BPR                | 特許、著作権、その他               | 2025SNAで討議された                |

出所：Hasel and Westlake(2019)を元に筆者修正

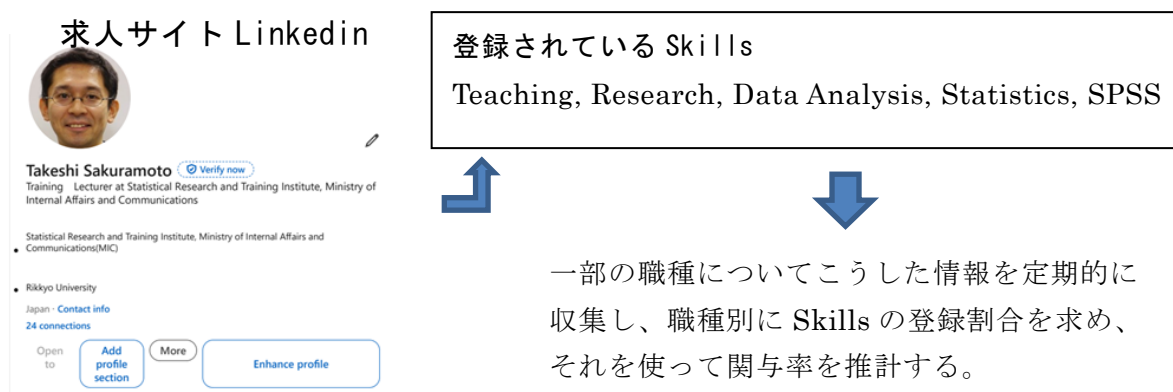
### 2. データの資本化に関する国際会合と成果

これまで帰属家賃、政府・非営利の推計でも利用されてきたコスト積み上げ法(投入法)がデータに関しても利用される見込みである。これによって日本では GDP を 100%としたとき、コスト積み上げ法で計測される割合が 30%を超えるとみられる。これまで研究開発まで仮定を多用してきたのと異なり、職業分類を細分化した作業スキルを持つ就業人口を元にデータ

の推計値を厳密に計測する方法を利用された。今はあくまでデータの推計であるが、この方法は他の分野にも利用可能で、定点観測も必要なため、おそらく生産概念の計測方法や産業分類といった他の分野にも影響することが考えられる。

作業スキルに関しては内閣府が 2023 年に世界で最初に大規模アンケート調査を実施した。この方法は国際機関が作成中のデータに関するハンドブックでも扱われて、国際的には最も望ましい方法で知られている。一方で BEA はネット求人サイト O\*NET に対して

ウェブスクレイピングを用いて推計した。このアメリカの方法は精度が低い可能性はあるが、アルゴリズムを設定すれば、定期的に無料で情報収集できるため、欧州などにもこの方法が広がろうとしている。



The image shows a LinkedIn profile for Takeshi Sakuramoto. A box highlights the 'Skills' section, which lists: Teaching, Research, Data Analysis, Statistics, SPSS. Blue arrows point from the box to the text below.

求人サイト LinkedIn

登録されている Skills  
Teaching, Research, Data Analysis, Statistics, SPSS

一部の職種についてこうした情報を定期的に収集し、職種別に Skills の登録割合を求め、それを使って関与率を推計する。

例えば上記のように求人サイトの個人情報から Skills を抽出すると、この場合は 5 つ該当する。この情報にデータの推計や研究開発といった内容に該当する情報がどの程度あるのかを調べるのである。実際に作業の情報を使うのではなく、できる情報を代わりに用いるため、Skills が実態を表していない場合、情報に誤りが生じることになるが、近似としてこのように情報を整理する。アンケート調査と比べると、情報の精度が落ちるが手間や予算の面で有利な選択肢となろう。

### 3. 産業分類、コモ法への適用可能性

産業分類は現在売上高基準で整理されるが、もし実際に事業所の従業員たちが何に時間を割いているかが可視化されれば、作業時間基準やスキル基準の産業分類が見られる可能性がある。例えば銀行業がデジタル化されると、事実上 IT 産業化することがありうる。売上高基準では既存の産業分類が変化しにくいだが、事業所にいる労働者のスキルが可視化されると、労働者とその事業所の業務内容が可視化されて、売上高基準で整理した情報との齟齬が問われるようになるはずだ。一人で副業や色々なことをしている人も特定分野で整理可能である。

現在国際機関で議論されていないが、こうした方向性は将来 GDP の推計方法の転換点となる可能性がある。財に対してコモ法で付加価値が計測されてきたが、コモ法はサービスにはあまり適していないまま推計に用いられている。サービスに関してこれまで中間投入、資本形成、家計消費を適切に分ける技術がなかった。サービスを分類する調査や作業スキルの可視化はサービスに関する分類をよりやりやすくすることにつながるだろう。産業分類と別に労働時間ベースの産業分類の整備や、売上基準では実態と乖離するケースに限定して労働時間ベース基準を用いるといった方向性は考えられる。以上は筆者の問題意識ではあるが、国際所得国富学会ロンドン大会で当事者達と議論し、報告に反映したい。

#### 参考文献

櫻本健(2024)「デジタル化に伴う産業分類と生産統計に与える影響」『統計』2024 年 6 月号

## 東京都をケースとした週別の死亡数の平年値の推計

### — 1 月前後に観察される死亡数の追加的増加の反映方法の研究 —

菅沼祐一（東北・関東支部）

#### 1. はじめに

COVID-19 の流行が契機となり死亡数の指標が注目されることとなった。東京都での死亡数推移をみると、冬期に増加し夏期に減少する季節変動に加えて、1 月前後での死亡数の追加的増加が観察される。死因別にみると、呼吸器系疾患、循環器系疾患の 2 区分でこの動きが観察される。同推移の観察にあたって、実績より推計した死亡数の平年値があると実績との比較の基準となる。平年値の推計にあたっては、季節変動に加えて、1 月の追加的増加の反映が課題である。1 月の追加的増加を反映させる推計方法として、sinc 関数（sin 関数をその変数で割って得られる関数、 $(\sin x)/x$ ）を説明変数に加える方法がある（Ramanathan et al. 2020）。本研究では、週別のデータを用いて、説明変数に sinc 関数を追加した重回帰分析により 1 月に生じる追加的増加を反映させる死亡数の平年値の推計方法を提示する。

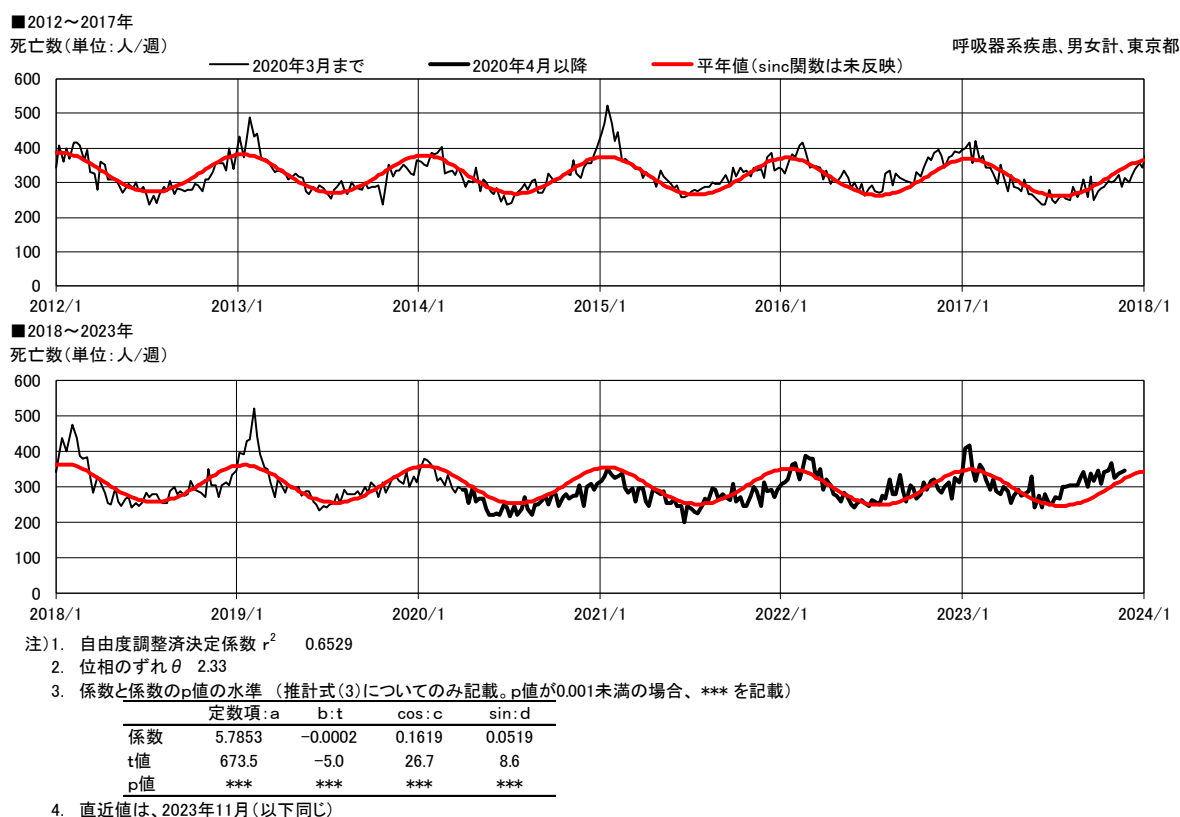


図 1 死亡数の平年値の推計結果（呼吸器系疾患）



## 2. 死亡数の年平均値の推計方法

右の推計式の説明変数に sinc 関数を追加し、週別の死亡数の年平均値を推計し、実績との比較対象とする。週別の死亡数データは、国立感染症研究所が公表するデータの中の東京都のデータを使用する。

$$\ln(y) = a + b t + c \cos \frac{2\pi t}{w} + d \sin \frac{2\pi t}{w} + \varepsilon$$

$y$  : 週別の死亡数データ  
 $t$  : データ番号 (1,2,3,...,N, N=431)  
 $w$  : 分割単位 (週別: 52.25)  
 $a$  : 定数項  
 $b, c, d$  : 係数  
 $\varepsilon$  : 誤差項

## 3. 得られた知見と今後の課題

本研究では、週別データを用いた死亡数の年平均値の推計にあたって、1 月前後に生じていた死亡数の追加的増加を反映させる手法を提示する。死亡数の年平均値の推計にあたっては、その実績推移を踏まえ、季節変動が明瞭であるとともに 1 月の追加的増加が生じている死因（呼吸器系疾患、循環器系疾患、図 1, 2）の場合は、本研究で提示する sinc 関数を使用した推計式による推計が利用可能である。

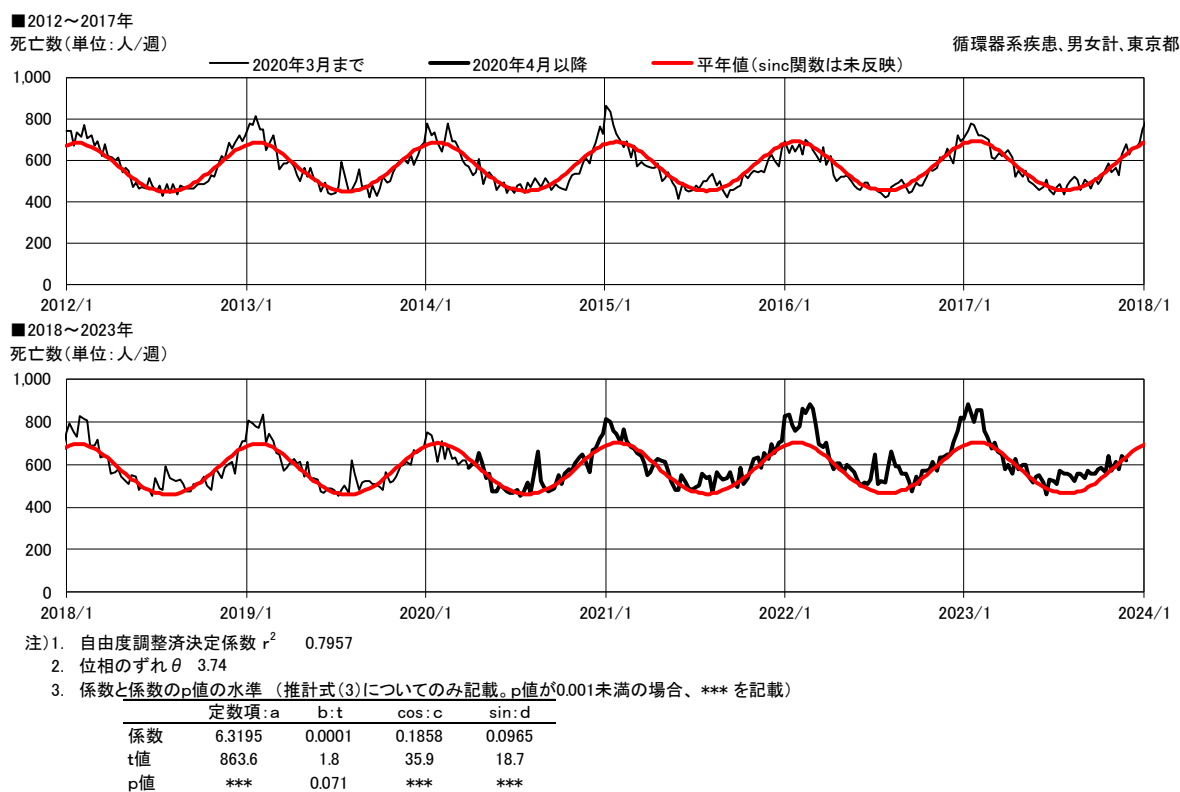


図 2 死亡数の年平均値の推計結果 (循環器系疾患)

### (参考文献)

Ramanathan, Kavitha; Thenmozhi, Mani; George, Sebastian; Anandan, Shalini; Veeraraghavan, Balaji; Naumova, Elena N.; Jeyaseelan, Lakshmanan (2020): Assessing Seasonality Variation with Harmonic Regression: Accommodations for Sharp Peaks, International Journal of Environmental Research and Public Health, 2020, 17(4), 1318; <https://doi.org/10.3390/ijerph17041318> (2024 年 7 月 24 日確認).

国立感染症研究所感染症疫学センター「日本の超過および過少死亡数ダッシュボード」, <https://exdeaths-japan.org/> (2024 年 7 月 24 日確認).



## 兵庫県におけるサテライト勘定の推計と利用

### — 環境、観光、文化・スポーツ勘定の試算 —

芦谷 恒憲（兵庫県・兵庫県立大学）

SNA サテライト勘定は、ある特定の経済活動を政策目的のためにコアの経済活動量（GDP 等）と密接な関係を保ちながら別の統計表を作成する。環境や観光など政策目的に応じ、特定分野の経済規模や足元の動向を把握するため、環境、観光、文化・スポーツ勘定について兵庫県サテライト勘定の作成と利用上の課題について考察した。

#### 1 サテライト勘定の作成の現状

地域サテライト勘定推計は、SNA と異なる活動分類に定義・概念に修正を加える（生産境界拡張等）と個別課題分析を弾力的に拡張できる。推計データは、SNA 推計作業用データのほか業務統計が新たに必要である。推計方法は、産出評価では、産出額＝市場価格（全国）×生産量（地域）、単価は代替費用法（同等価格等）、投入評価では、産出額＝中間投入額（地域）＋付加価値額（地域）、これらは業務統計（直接照会）等から積み上げ推計である。

#### 2 地域サテライト勘定の推計の現状

##### 2.1 環境サテライト勘定の推計

環境経済統合勘定をもとにした環境・経済モデルにより生産額増などの外生変化が経済循環を通じ産業の生産活動、民間の消費活動にもたらす影響などの推計ワークシートを作成した。環境と経済データから環境効率改善指標である環境改善率と GDP 改善率の比率（温室効果、酸性化、富栄養化、廃棄物）などを推計した。「兵庫県民経済計算」諸勘定表から経済モデルの中核となる「兵庫県民勘定行列」及び SAM 乗数分析ワークシートを作成した。

（参考）県環境サテライト [https://web.pref.hyogo.lg.jp/kk11/ac08\\_2\\_000000052.html](https://web.pref.hyogo.lg.jp/kk11/ac08_2_000000052.html)

（参考）兵庫県民勘定行列 [https://web.pref.hyogo.lg.jp/kk11/ac08\\_2\\_000000047.html](https://web.pref.hyogo.lg.jp/kk11/ac08_2_000000047.html)

##### 2.2 観光 GDP 等の推計

観光分野の経済統計に関する国際基準（TSA: Tourism Satellite Account）に沿った地域レベル指標を試算（国際比較が可能）、様々な観光の企画・実施が地域にもたらす付加価値を定量的に把握し、観光動向の時系列変化をみるため、実質値ベースでも推計した。

地域観光 GDP 推計方法は、観光消費額＝消費単価×観光客数＋旅行会社収入で、内訳は、交通費、宿泊費、飲食費、土産代、施設入場料等から推計した。推計データは、兵庫県観光 GDP 速報（9 月）、確報（翌 3 月、県内 41 市町観光 GDP 等）が作成される。（表 1）

表1 兵庫県内観光消費総生産統計表 (単位:億円、%)

| 項目                    | 2019年度 | 2020年度 | 2021年度 | 2022年度 |
|-----------------------|--------|--------|--------|--------|
| 県内観光消費額(名目)           | 12,312 | 6,257  | 8,229  | 11,427 |
| 県内観光GDP(名目)           | 6,985  | 3,467  | 4,203  | 5,928  |
| 県内総生産比(%)             | 3.1    | 1.6    | 1.9    | 2.6    |
| 県内観光GDP(実質:2015年連鎖価格) | 6,882  | 3,501  | 4,187  | 5,869  |

(出所)兵庫県観光統計研究会(2024)

(参考)兵庫県観光サテライト <https://web.pref.hyogo.lg.jp/kk11/kankougdp.html>

### 2.3 スポーツ GDP の推計

スポーツ産業の経済規模を測定するため、サテライトアカウント (SSA: Sports Satellite Account) の作成が必要である。ヴィリニウス定義 (EU スポーツ経済作業部会 2007) により、スポーツ産業に該当する財・サービスを定義し、兵庫県版スポーツ GDP を試算した。推計方法は、スポーツ産業県内生産額 = 県内生産額 (産出額) × 国スポーツ産業比率 (2018)、スポーツ産業県内生産額 (2015) × 県内産出額増減率で、資料は「兵庫県民経済計算」、「兵庫県内 GDP 速報」、(株)日本経済研究所 (2020)、(株)日本政策投資銀行地域調査部 (2021) スポーツ部門比率、「兵庫県産業連関表」、「全国産業連関表」生産額である。(表 2)

**表2 スポーツ産業県内生産額(名目)試算** (単位:百万円)

| 項目          | 2015年      | 2019年      | 2020年      | 2021年      | 2022年      | 2023年      |
|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| スポーツ産業県内生産額 | 484,997    | 484,955    | 414,386    | 455,654    | 505,570    | 506,928    |
| 県内スポーツGDP   | 307,913    | 307,103    | 263,620    | 289,014    | 320,556    | 323,700    |
| 県内総生産       | 21,430,794 | 22,465,072 | 22,692,500 | 22,465,072 | 22,692,500 | 23,849,230 |
| GDPシェア (%)  | 1.44       | 1.37       | 1.16       | 1.29       | 1.41       | 1.36       |

(出所)兵庫県立大学地域経済指標研究会試算(2024.3)

(参考)兵庫県スポーツサテライト <https://ips-u-hyogo.jp/archives/242>

### 2.4 文化 GDP の推計

文化 GDP は文化や創造活動を産業としてとらえ、その活動を数値で把握したものである。推計項目は、文化遺産・自然遺産、パフォーマンス、セレブレーション・ビジュアルアーツ、工芸、著作・出版、報道、デザイン、クリエイティブサービスである。推計方法は、県推計値 = 国推計値 × 県比率 (従業者数等)、ゲーム産業 GDP 試算では、第 3 次産業活動指数 (全国) 増減率で推計した。資料は(株)シー・ディ・アイ「文化 GDP の推計」国内生産額、「経済センサスー活動調査」、「経済構造実態調査」である。(表 3)

**表3 兵庫県文化GDP試算** (単位:億円)

| 部門                         | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 | 2020年 | 2023年 |
|----------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1 文化遺産、自然遺産                | 58    | 55    | 55    | 50    | 52    | 55    |       |
| 2 パフォーマンス、セレブレーション         | 164   | 167   | 153   | 167   | 182   | 140   |       |
| 3 ビジュアルアーツ、工芸              | 163   | 168   | 167   | 160   | 173   | 148   |       |
| 4 著作・出版、報道                 | 510   | 502   | 479   | 467   | 456   | 427   |       |
| 5 オーディオ・ビジュアル、インタラクティブメディア | 363   | 381   | 397   | 406   | 416   | 395   |       |
| 6 デザイン、クリエイティブサービス         | 812   | 862   | 887   | 881   | 918   | 875   |       |
| 合計                         | 2,070 | 2,135 | 2,138 | 2,131 | 2,197 | 2,040 |       |
| 全国比 (%)                    | 2.04  | 2.03  | 2.02  | 2.04  | 2.04  | 2.01  |       |
| (参考)ゲーム産業GDP               | 103   | 111   | 118   | 131   | 127   | 131   | 123   |

(出所)兵庫県立大学地域経済指標研究会試算(2024.4)

## 3 地域サテライト勘定の活用と課題

サテライト勘定データの活用は、経済規模実数値比較や全国シェア比較、実績データによる経済波及効果推計、時系列トレンドによる将来推計試算等である。推計課題は、未公表値推計・調査データの収集、データの推計・加工方法の検討である。サテライト勘定データ利用には、分析事例の収集と提供や推計ワークシートの作成などが必要である。

#### (参考文献)

- ・芦谷恒憲 (2006) 「兵庫県環境経済統合勘定の開発と推計」、環太平洋産業連関分析学会『産業連関』 Vol. 14, No. 3
- ・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」、経済統計学会『統計学』第 108 号

## 夫婦の年齢差が夫の家事分担に与える影響分析

高橋 雅夫（長野大学）

### 1. はじめに

夫婦の家事分担のパターンを説明する理論的仮説として、「相対的資源仮説」、「時間的制約仮説」、「イデオロギー仮説」、「ニーズ仮説」、「代替資源仮説」、「情緒関係仮説」などが提唱されている。筆者はこれまでの経済統計学会全国研究大会等において、社会生活基本調査の統計マイクロデータを用いて夫婦の家事時間・労働時間の変化やその規定要因についての分析結果を報告してきたところであり<sup>1)</sup>、その中で、「時間的制約仮説」及び「ニーズ仮説」との関連について検討を行っている。「時間的制約仮説」は、時間的制約の少ないもののほうが家事を行うという仮説であり、「ニーズ仮説」は、家事や育児のニーズそれ自体が大きければどんな男性であろうと家事に参加する程度が高まるという仮説（稲葉 1998）であるが、これまでの本研究においてはこれらの仮説を支持する結果が得られている。

一方、上記の仮説のうちの「相対的資源仮説」は、学歴や所得などの「資源」により規定される「勢力」が劣位である者が家事の遂行を余儀なくされるという仮説である（稲葉 1998）。昨年度の本大会においては、夫婦の年齢差もこの「資源」の一つとなり得るとの仮定の下、夫婦の年齢差に関する基礎的情報を得る目的で夫婦の年齢差の動向を最新の 2020 年及びその 20 年前の国勢調査に基づいて分析を行った結果を報告した。報告の概要としては、全年齢の平均では夫婦の年齢差は縮小傾向（2.8 歳→2.3 歳）にあるが、高齢層を除く年齢層で、配偶者との年齢差のバラツキは拡大していること、20 歳台を中心とする若い世代において、同級生婚と歳の差婚の二極化の傾向がみられることなどであった<sup>2)</sup>。

本年度は、上記の夫婦の年齢差の動向を踏まえ、2021 年社会生活基本調査のマイクロデータを用いて、夫婦の年齢差が夫の家事分担に与える影響を分析した結果を報告する。

### 2. 分析方法

本研究においては、統計法に基づく手続きを経て、独立行政法人統計センターに設置された統計マイクロデータ利用のためのオンサイト施設において 2021 年社会生活基本調査のマイクロデータを用いるなどにより分析を行った。

まず、基本的な情報として、夫婦の年齢差階級別の夫婦数の構成比を全数調査である 2020 年国勢調査に基づいて算出するとともに、標本調査である 2021 年社会生活基本調査における構成比との比較を行い、標本の特徴を確認した。

次に、これまでの研究において夫婦の家事時間・労働時間の規定要因の分析に用いていたモデルの説明変数に夫婦の年齢差を加えたモデルにより夫の家事時間を目的変数とする多変量解析を行い、夫婦の年齢差が夫の家事時間に与えている影響を分析する。

さらに、平日に家事を全く行わない夫の割合が相当程度あることを踏まえ、家事を行うかどうかを目的変数とするロジスティック回帰分析を実施する。その際、夫婦の年齢差（実数）や年齢差階級によるダミー変数を説明変数とした分析を行う。

<sup>1)</sup> 経済統計学会での報告内容を含む研究結果は、高橋（2023a）を参照いただきたい。

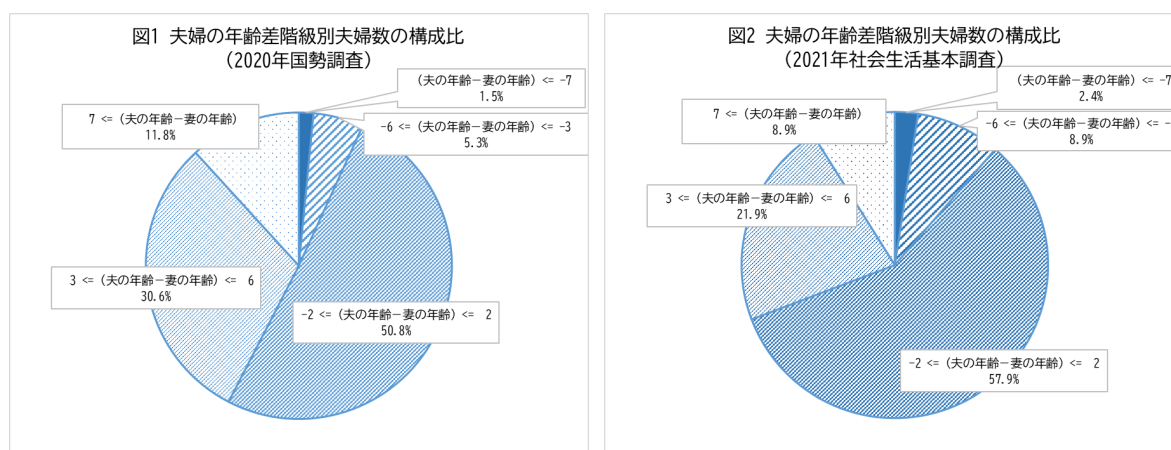
<sup>2)</sup> 詳しくは昨年度の発表内容の基とした高橋（2023b）を参照いただきたい。

### 3. 分析状況

本研究において夫婦の年齢差を年齢差階級別に分析する際には、以下の区分を用いた。なお、この区分は高橋（2023b）において用いた区分と整合性のとれるものとしている。

- ・ 妻が夫より 7 歳以上年上の場合
- ・ 妻が夫より 3 歳以上 6 歳以下年上の場合
- ・ 夫婦の年齢差が ±2 歳以内の場合
- ・ 夫が妻より 3 歳以上 6 歳以下年上の場合
- ・ 夫が妻より 7 歳以上年上の場合

まず、夫婦の年齢差階級別の夫婦数の構成比を 2020 年国勢調査と 2021 年社会生活基本調査を基に求めると、図 1 及び図 2 のとおりとなった。これらの図から、2020 年国勢調査と比較して、2021 年社会生活基本調査においては、夫と妻の年齢差が 2 歳以下の夫婦及び妻の方が年上の夫婦が多めに調査されていることが判明した。夫が妻よりも 3 歳以上年上の夫婦の調査に対する回答率が低くなっている可能性が考えられる。



上記の状況を踏まえ、本研究においては多変量解析の手法を用いて夫婦の年齢差が夫の家事遂行に与えている影響について次の分析を進めることとした。

- 夫婦の年齢差の実数値が夫の家事時間に与える影響分析
- 夫婦の年齢差階級別にみた年齢差が夫の家事遂行の有無に与える影響分析

### 4. むすびにかえて

ここでは、本研究における分析の概要を示した。大会当日には具体的な分析結果を報告する予定である。

### 5. 参考文献

- 稲葉昭英（1998）「どんな男性が家事・育児をするのか？－社会階層と男性の家事・育児参加－」渡辺秀樹・志田基与師編『社会階層と結婚・家族（1995年SSM調査シリーズ15）』1995年SSM調査研究会，pp.1-42.
- 高橋雅夫（2023a）「夫婦の労働時間と家事時間の近年の動向」『長野大学紀要』第45巻第1号，長野大学，pp.51-65，<https://nagano.repo.nii.ac.jp/records/2000006>.
- 高橋雅夫（2023b）「国勢調査にみる夫婦の年齢差」『統計』2023年7月号，日本統計協会，pp.51-54.

## 就労世代の既婚カップルの疾病と就業に関する実証分析

武内 真美子(愛知学院大学)

はじめに

これまで、疾患と労働の関係については、海外で多くの研究が蓄積されてきた。Richardson (2013) は、本人のがんの罹患が就業に与える影響を男女・世代別にパネル分析を行い、40 歳未満の若年層ほど就業に負の効果を持つことを明らかにしている。また女性の場合は、比較的若い年齢で乳がん罹患するリスクを持つが、Gregorowitsch et al. (2019) は、治療をしながら就業を続ける乳がん患者の労働生産性の低下と労働時間の短縮を確認している。Caumette et al. (2021) は、診断時に雇用されている乳がん患者が 2 年後に仕事に復帰しているかを検証し、50 歳以上の既婚者、低所得層の子供が 3 人以下の世帯で就業率が低下していることを示している。Minor (2013) は、糖尿病の診断後の年数の経過と就業率、賃金の低下との関連を確認しており、Minor and MacEwan (2016) は、糖尿病の診断は雇用率と労働時間の両方を低下させることを示している。

一方、海外では配偶者の疾患が就業などに与える影響についても研究が蓄積されている。Jeon and Pohl (2017) は、配偶者のがんの罹患が個人の雇用確率を低下させ、世帯収入も一時的に減少させることを明らかにしている。

疾病の影響は負の効果が出るとは限らない。例えば Bradley et al. (2013) は、乳がん罹患した女性が雇用主に紐づいた保険に加入している場合は、労働時間の減少を 8% から 11% に抑制している可能性を指摘する。Trevisan and Zantomio (2016) は、50 歳以降の中高年を対象とした分析で、3 大疾病（がん、脳卒中、心筋梗塞）は、男性の労働供給を抑制するが、セレクションメカニズムにより、健康ショックを受けたあとも労働市場に残る者は労働時間が長いことを確認している。

以上の研究等を踏まえ、本稿では 3 大疾患（脳卒中、心筋梗塞、悪性新生物（がん））と代表的な慢性疾患（糖尿病、脂質異常症（肥満症を含む）、高血圧症）が就業、就業形態の選択、労働時間に与える影響について、未婚者を含む男女の疾患および既婚者に限定して配偶者の疾患の影響を検証する。

### 1. 使用するデータと分析手法

使用するデータは、国民生活基礎調査（厚生労働省）の匿名データである。この調査は全国の世帯および世帯員を対象として、昭和 61 年（1986 年）を初年として 3 年ごとに実施され、世帯票、健康票、介護票、所得票、貯蓄票の 5 つの調査票で構成される。それぞれの調査は国勢調査区から層化無作為抽出した地区の世帯および世帯員を対象としている。2022 年 6 月時点で、この調査の平成 7 年（1995 年）から平成 28 年（2016 年）までのデータが匿名データとして利用可能である。本研究では、分析に必要な罹患者のサンプル数を確保できるように、平成 22 年（2010 年）、平成 25 年（2013 年）、平成 28 年（2016 年）の 3 か年のデータをプールして使用した。分析対象は、60 歳未満で最終学歴を卒業もしくは修了している者である。

最初に、未婚者を含む対象サンプル全体を使用して、就業決定、就業形態の選択（正規

就業、非正規就業、自営業・役員、無業)、就業者全体の 1 週間の労働時間、雇用者に限定した 1 週間の労働時間を被説明変数とした推計を行い、本人の疾患がこれらの変数に与える影響を分析した。次に、既婚者を対象に、配偶者の疾患を説明変数とし、同様の変数を被説明変数とした分析を行った。

本研究では、3 大疾病と慢性疾患に罹患する要因について、傾向スコアマッチング法によるトリートメントおよびコントロールグループを使用して、分析を行っている。就業決定関数には、ロジスティック分析、就業形態の選択には多項ロジット分析、労働時間は最小二乗法 (OLS) を使用した。

## 2. 分析結果

主要な分析結果を以下に抜粋して報告する。男性の結果では、3 大疾病はすべて就業に有意に負の効果を持ち、被罹患者に対するオッズ比では、脳卒中 (0.137 倍)、悪性新生物 (0.274 倍)、心筋梗塞 (0.566 倍) の順で就業率が低下している。また、慢性疾患では糖尿病 (0.518 倍) で有意であることが確認できた。女性では、脳卒中 (0.392 倍)、悪性新生物 (0.712 倍) で有意であり、糖尿病 (0.612 倍) で有意に負の効果を持つ。これらの効果は男性より弱く、男性のほうが就業をより抑制していることがわかる。ただし、就業形態への影響を確認すると、脳卒中の就業を抑制しているのは、自営業もしくは役員 (-0.129) であり、正規就業や非正規就業に対しては有意ではない。また、男性の心筋梗塞と悪性新生物は無業の正の効果より、正規就業の正の効果が上回っており、就業が抑制されているのは、非正規就業と自営業・役員である。糖尿病、脂質異常症、高血圧症も同様の傾向にあり、正規就業が無業の正の効果を上回り、非正規就業、自営業・役員への抑制効果が確認できることから、勤務先の医療保険制度が正社員への就業を継続しながら通院、治療を継続する要因となっている可能性が確認できる。一方、女性については、脳卒中 (0.213)、悪性新生物 (0.067)、糖尿病 (0.101) が 1% の有意水準で無業の確率を高めているが、このうち、脳卒中と糖尿病は、正規就業、非正規就業に対して負の効果を持ち、就業を抑制していることも確認できる。この点は男性と異なる結果である。

男性では、配偶者の悪性新生物 (0.300 倍)、糖尿病 (0.282 倍)、脂質異常症 (0.465 倍)、高血圧症 (0.259 倍) が負に有意である。負の効果は男性のほうが大きく示された。ただし、就業形態を確認すると、主に自営業・役員についての就業抑制ということになる。考えられる可能性として、雇用されている者が医療保険の適用を考慮して雇用者として企業での就業を継続し、自営業・役員の形態で働くことを避けている可能性がある。また、妻の場合は、心筋梗塞 (-1.510)、脂質異常症 (-1.811)、高血圧症 (-1.031) が負に有意であるため、労働時間が抑制される傾向が確認できる。

## 3. まとめ

配偶者の疾患の影響をまとめると、男性は配偶者 (妻) の罹患により就業が抑制されている可能性はあるが、それは自営業・役員に該当することであり、正規就業を選択する確率は無業を選択する確率を上回り、医療保険の適用により正規就業を継続している可能性が示唆された。また、女性は配偶者の疾患により、脳卒中を除くすべての疾患で無業が選択されやすく、配偶者の一部の疾患により労働時間も抑制している可能性が確認できた。



## 世界銀行の「女性・ビジネス・法律」指数 2.0 の紹介と検討

伊藤陽一（東北・関東支部）

### はじめに

ジェンダー平等と女性のエンパワーメントの推進にとって、関連法規の制定とその実施は極めて重要である。国際比較を中心にこの問題を取り上げているのが、世界銀行の専門家対象調査に依拠する「女性・ビジネス・法律（WBL：Women, Business and Law）」指数を中心とする報告書である。三浦まり（2023）『さらば男性政治』は、2020 年と 2022 年報告書に基づいて日本の関連法規の大きな立ち遅れ、及びここ 10 年間ばかりの停滞を指摘している。実はこの指数は 2024 年版で指数を WBL.2.0 として内容をかなり修正した。

### 1. WBL 指数の概略

2010 年に最初の報告書以降、当初は隔年、2019 年から毎年、発行され、2024 年報告（24 年 3 月 4 日発行、xxxix+137=176 ページ）では、従来の WBL 指数 1.0 に対して新指数 WBL2.0 が登場した。2025 年以降は WBL2.0 のみによるとの予告なので、WBL2.0 だけを示す。

指数は、(1)ジェンダー平等に関する法律について、(i)法的枠組み—法律の有無、(ii)支援枠組み—実施努力、(iii)専門家の意見—結果、の測定をめざして、(2)安全、移動、職場、賃金、結婚、親の立場(parenthood)、保育、起業、資産、年金の 10 分野を、さらに小項目に区分して、対応する調査票を用意し、(3)各国の法律専門家—世界全体では 10,000 人を超える—に質問し、世界銀行の担当チームが独自に各国の法律状況を調査し、回答を各国について確定し、(4)調査票の回答を 19 分野別、および総合点に数値化—指数化している。

### 2. 結果（2024 年報告書）

**2.1 指数** 2024 年報告書では、指数 1.0 の一覧、指数 2.0 の法的枠組み、支援枠組み、専門家意見の 3 つの指数得点が示されている。指数 1.0 では、得点 100.0 が 14 カ国、ベルギーからスウェーデンまでの得点 97.5 の 6 カ国をふくめて上位が 20 カ国。日本は 78.8 点で順位は 110 位（報告には順位がないので、報告者によるカウント）。指数 2.0 では、法的枠組みは指数 1.0 と類似だが、法的枠組み上位国は残り 2 分野でかなり相違を持つ。

**2.2 世界** ●世界の職場のジェンダー格差は非常に大きい—実際には、以前に考えられていたよりも更に大きい。●女性には世界経済を活性化させる力があるにもかかわらず、法律や施行の不備で傍観者にされがち。●2023 年に各国政府は、賃金、親の立場、職場保護という 3 つの区分の法的機会均等改革を特に積極的に推進。●ほぼすべての国が、今回初めて調査対象となった 2 つの指標—「安全」と「育児」で不十分。●女性はまた、その他の様々な分野でも大きな障害に直面している—起業、賃金、国籍の権利、退職。【なお 2023 年報告書には、1970 年からの 50 年間のデータ傾向からの読み取りがあり、貴重である。】

**2.3 日本** 「日本の WBL2.0 の法的枠組みスコア（100.0 点満点中 72.5 点）は、世界平均（64.2 点）よりも高く、高所得国 OECD 地域平均（84.9）よりも低い。移動の自由に対する制約、出産後の女性の労働に影響する法律、保育に影響する法律、女性の財産と相続に影響する法律、及び女性の年金額に影響する法律に関しては、日本は満点（100.0 点満点中 100.0 点）である。日本が最も低いスコアを示した一例は、女性の安全に影響する法律

を測定する指標である。安全指標を改善するために、日本はドメスティック・バイオレンスに関する法律の制定、フェミサイドに関する法律の導入、支援枠組みに関する包括的な法律の導入、児童婚に関する法律の導入を検討すべきかも知れない。」

### 3. WBL 指数の長所と短所

3.1 2024 年報告書自体は、自ら以下の「方法論の強みと弱み」を示している。

「女性、ビジネスと法律」指数の方法論的強みと弱み (2004 年報告書, 原表 A.1 p.106)

| 主要点  | 強み  | 弱み  |
|--|---|---|
| 基準化された仮定の利用                                | データは国家間で比較可能であり、方法は透明である。                           | データの範囲はより小さい：測定した分野の規制的改革だけが体系的に追跡できる。                          |
| 最大のビジネス都市のみを対象                             | データ収集は管理されており、データは比較可能である。                          | 連邦国においては、法律が地域によって異なり、データの代表性は少ないことがありうる。                       |
| 最も人口数の多いグループに焦点を置く                         | データは、女性の異なるグループに対して異なる権利を定める並行的法システム諸国にわたって比較可能である。 | マイノリティ人口に適用される制約は、把握されていないことがありうる。                              |
| 正規部門の強調                                    | 注目の中心は、規制が最も関連する正規の経済のままである。                        | 幾つかの国で、多数の人口が存在する非正規の女性が直面する現実の反映の不十分                           |
| 法に焦点をおく (法的枠組み指数)                          | 法律は政策立案者が変更できることなので、指標は実行可能 (actionable) であろう。      | 法律の体系的実践が欠けているところでは、規制的变化だけでは望まれる結果は達成しないであろう；社会的・文化的規範は考慮されない。 |
| 専門的回答者への依拠                                 | データは、測定した分野で最も経験豊富な人々の知識を反映している。                    | データは個人間の経験のばらつきを捉えにくい。  |
| 出所) <i>Women, Business and the Law</i> チーム |   |   |

3.2 本報告者による評価 更に報告者による、より広い視角からの長所と短所を加える。

1) 長所 ①ジェンダー平等や女性のエンパワーメントにとって非常に重要な、しかし問題自体や数値化が簡単ではない分野に立ち入り、更に改善を進めている【分野拡大と法の実施への準備と成果のとりあげ】への作業努力。②法的準備という複雑な問題は専門家調査になるだろう。専門家バイアスを避けるために、原則を定め過程を公開している。専門家調査利用の先端にある？ ③指数順位をつけない見識。

2) 短所・検討すべき点 ①指数のタイトルにある Law は妥当だが Business に特化しているわけではなく誤解を与える、②指数 1.0 における総合または部分指数の 100 点満点あり、は指数の失敗を意味する。実施状況や成果のとりあげの不十分、③指数方法において、(i) 10 分野の区分と質問の対応は十分か、(ii) 数値化手法の是非、(iii) ウェイトの妥当性、④世界銀行なりの指数基礎論の独自展開があっても良い。

### 4. WBL 指数の一層の検討と改善、活用の方向

①WBL2.0 における上位国 (法的枠組み上位) との比較から、何が見えるか？

②各国専門家による評価は重要である。WB チームによる各国評価の公平性はどうか？

③最終目的は、WBL 指数を材料に (この指数から離れても良い)、各国 (日本) の (a) 関連法規の不足、(b) 法規実施での障害、(c) 成果への未到達を、一覧表と説明を詳細化して、対抗的評価書をつくること、にすべき。

文献 伊藤陽一 (2024) 「世界銀行の Women, Business and the Law 2024 報告書をめぐって (上) - 国際的に遅れをとる日本のジェンダー平等法規。測定方法に変更のあった WBL 指数を材料に検討する -」『ジェンダー統計部会 NL』No.61



## イギリス政府統計における性的マイノリティの調査項目の検討

杉橋やよい（専修大学）

### はじめに

イギリス（England）では、2021 年の人口センサスにおいて、性別欄をこれまでの男女という二項区分のみではなく、性自認および性的指向（Sexual Orientation and Gender Identity）の質問項目を導入した。これは、性の多様性を踏まえて、公平・公正や人権の観点から、統計において誰一人取り残さないという包摂的な統計データ（Inclusive data）を構築するという取り組みの一環として、また正確性という統計データの品質の観点から、導入したものといえる。とはいえ、性自認、とりわけトランスジェンダーに関するデータの品質は不十分という指摘もあり、ONS（ONS: Office for National Statistics）や英国統計機構（UKSA: UK Statistics Authority）においても、質問の在り方などを引き続き検討している。また、科学、イノベーション・技術省（DSIT: Department for Science, Innovation & Technology）も、今後の調査研究に向けて、性や性自認の聞き方を検討している。

一方、日本の公的統計の性別欄に関しては、内閣府男女共同参画局のもとで 2022 年に「ジェンダー統計の観点からの性別欄検討ワーキンググループ」が開設され検討されたものの、適切な質問項目や選択肢を示さないまま終わっている。また、2025 年国勢調査は男女という二項区分が維持される予定である。第 5 次男女共同参画基本計画や第 IV 期統計基本計画は、統計調査において多様な性への配慮の必要性を検討するに留まり、日本は遅れている。

本報告では、イギリスの 2021 年の人口センサスの性別欄のうち、性（sex）と性自認（gender identity）の質問について、ONS が最初に公表した結果とそれをめぐる議論、それらを踏まえた性別欄のあり方について、紹介し、日本への示唆を得たい。

### 1. 2021 センサスの性別と性自認の質問 と その結果

1.1 質問項目と選択肢。性については、問 3 で「あなたの性別（sex）は何ですか」と全員に問い、女性（Female）と男性（Male）の 2 つの選択肢が与えられている。性自認に関する問 27 は、16 歳以上に対して任意の質問で、「あなたが自認するジェンダーは出生時に登録された性別と同じですか？」と聞き、「はい」と「いいえ」に分かれ、いいえの場合は、性自認を自由に記述してもらおう形である。

|  |  |
|--|--|
| <p><b>3</b> What is your sex?</p> <p>➡ A question about gender identity will follow if you are aged 16 or over</p> <p><input type="checkbox"/> Female</p> <p><input type="checkbox"/> Male</p> | <p><b>27</b> Is the gender you identify with the same as your sex registered at birth?</p> <p>➡ This question is <b>voluntary</b></p> <p><input type="checkbox"/> Yes</p> <p><input type="checkbox"/> No, write in gender identity</p> <p><input type="text"/></p> |
|--|--|

1.2 結果。 ONS は、2021 年センサスによれば、イングランドとウェールズにおいて、トランスジェンダーの人口は 26 万 2000 人で、16 歳以上人口の 0.5%に当たること、これは「かかりつけ医の患者調査 (GP Patient Survey)」や国際的な数値などとも合致すると評した。しかし、この結果が過大か過少かについては不確実性が高いことも認めている (ONS 2023)。

一方、Sex Matters という団体は、英語をうまく使えない人たちの間で性自認に関する質問が理解されずに誤った回答を導いた可能性が高いことや、そもそも調査票の問題として、問 3 はどの時点の性別なのかを明記しなかったこと、問 27 の性自認では、記述式では曖昧になるのであって、トランスジェンダーやノン・バイナリーなどの具体的な選択肢を加えるべきだったことなどを指摘している。以上から、2021 年センサスの性別欄は失敗したという (Sex Matters 2023a & b)。

しかし、ONS は、今後の性自認に関する調査研究に役立てるためにも、引き続きセンサスの分析や情報を提供し、有識者ととともにさらに検討を続けていくこととしている。

## 2. イギリスの公的統計における性および性自認の検討

ここでは、2021 年センサス後の、性別および性自認についての質問の在り方の検討作業について、DSTI を中心に紹介する。DSTI (2024) は、「生物学的な性 (sex) について正確なデータと統計は、健康から犯罪に関して、また、教育から経済に、という幅広い分野の、よい研究にとって、および効果的な政策立案にとって重要である。 イギリス政府は、研究の資金提供としての役割と統計の生産者と利用者としての役割の両方から、性 (sex) のデータが高品質であることを推し進めることに強い関心をもっている。性自認の正確な情報もまた諸政策に有益である」(p.3、下線は報告者による) と述べた上で、「i. 公共機関や研究領域において、性 (sex) と性自認に関する正確なデータ収集や研究を進めるにあたり障害となっているものを見出すこと、ii. 性と性自認に関するデータ収集の方法についてグッドプラクティスを紹介すること、を目的に、2024 年 8 月 31 日までに、最終報告書および提案 (recommendations) をまとめるという。しかも、この報告書は、2007 年統計および登録サービス法 (Statistics and Registration Act 2007) で設定されたように、英国統計機構 (UKSA) から法的に独立した形で、大臣規則 (Ministerial Code)、公的統計実施規則 (Code of Practice for Official Statistics)、UKSA と内閣府間の 2020 年基本合意書、国連の「公的統計の基本原則」(United Nations Fundamental Principles of Official Statistics) に沿う形で実施する。

また、統計規制局 (Office for Statistics Regulations) も、政府横断的な組織としての政府統計サービス (Government Statistical Service: GSS) による調整チーム (Harmonisation Team) も、DSTI と連携をしながら、作業を進めている。いずれも、性および性自認のデータの重要性を意識して検討を進めているのには強調しておきたい。

※報告当日は、最新の情報も加えて、イギリスでの性別欄の検討をより多角的に紹介し、コメントをする予定である。

引用文献(一部) Department for Science, Innovation & Technology (2024.2.29) “Review of data, statistics and research on sex and gender: terms of reference”

経済統計学会

第 68 回(2024 年度)全国研究大会報告要旨集

2024 年 9 月 1 日発行

編集 経済統計学会全国研究大会プログラム委員会

委員長 池田 伸 (関西支部)

副委員長 村上 雅俊 (関西支部)

委員 鈴木 雄大 (北海道支部), 伊藤 伸介 (東北・関東支部)

高橋 雅夫 (東北・関東支部), 高橋 将宜 (九州支部)

発行 経済統計学会会長 上藤 一郎

印刷 音羽リスマチック(株)

〒122-0013 東京都文京区音羽 1-6-9 TEL: 03-3945-3227