

# 統計学

第 115 号

---

## 研究論文

- 多項ロジットモデルを用いた新たな統計的マッチング手法の提案  
..... 高部 勲 (1)
- 介護事業所へのアクセシビリティが介護サービスの地域差に与える影響  
— 北海道の市町村を事例に —  
..... 大澤 理沙 (18)
- 費用基準と生産性基準 — 世界産業連関データベースを用いた実証研究 —  
..... 橋本 貴彦 (33)

## 書評

- 白石麻保著『計画経済の実証分析 — 中国の経済開発』(京都大学出版会, 京都, 2016年)  
..... 稲葉 和夫 (45)

## 本会記事

- 経済統計学会第62回(2018年度)全国研究大会・会員総会 ..... (49)
- 投稿規程..... (60)
- 

2018年9月

経済統計学会

## 創刊のことば

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

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

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

1955年4月

## 経済統計研究会

### 経済統計学会会則

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

第2条 本会の目的は次のとおりである。

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

第3条 本会は第2条に掲げる目的を達成するために次の事業を行う。

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

第4条 本会は第2条に掲げる目的に賛成した以下の会員をもって構成する。

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

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

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

第6条 本会に、理事若干名をおく。

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

第7条 本会に、本会を代表する会長1名をおく。

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

第8条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

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

第9条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

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

第11条 本会の会計年度の起算日は、毎年4月1日とする。

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

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

付 則 1. 本会は、北海道、東北・関東、関西、九州に支部をおく。

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

1953年10月9日（2016年9月12日一部改正[最新]）

# 多項ロジットモデルを用いた新たな統計的 マッチング手法の提案

高部 勲\*・山下智志\*\*

## 要旨

統計的マッチングは、異なるデータを組み合わせることで有用なデータを構築するための手法である。統計的マッチングにより、追加の調査やデータの収集を行うことなく、有益なデータを作成することが可能となり、近年、様々な分野で利用が進んでいる。本研究では、多項ロジットモデルを用いた新たな統計的マッチング方法を提案する。提案手法では、ウエイト付き距離を基にマッチング確率を推定するモデルを構築する。このとき、分析対象となるデータの規模が拡大するとともに、距離を計算するための時間が急激に増加することとなるが、この問題を解決するために主成分分析を基にデータを層化し、レコードの検索対象を縮小することで、より効率的に検索を行っている。提案手法を商用データと経済センサスのマイクロデータに適用した結果、マッチングの正解率の観点から、最近隣法よりも優れていることが示された。

## キーワード

統計的マッチング、多項ロジットモデル、ウエイト付き距離関数、主成分分析

## はじめに

データリンケージは、異なるデータをレコード単位で結合して豊富な情報を持つ単一のデータを構築するための手法であり、レコードリンケージと呼ばれることもある (Herzog et al.(2007), Christen(2012), Harron et al.(2015))。データリンケージにより、新たな統計調査やデータ収集などを行うことなく有用なデータの作成が可能となることから、近年、様々な分野で利用されるようになって

きている。

我が国ではこれまでに、特に公的統計の分野において、以下の公的統計マイクロデータに関する事例を含む、多くのデータリンケージに関する研究が行われてきている。

- ・家計調査と貯蓄動向調査 (荒木・美添 (2007))
- ・生産動態統計調査と工業統計調査 (小西 (2012))
- ・異時点間の中小企業景況調査の結果 (坂田・栗原 (2011))
- ・異時点間の法人企業統計調査の結果 (栗原 (2015), 坂田・栗原 (2013))
- ・賃金構造基本統計調査と経済産業省企業活動基本調査 (村田・伊藤 (2016))

\* 正会員，総務省統計局  
東京都新宿区若松町19-1  
総合研究大学院大学  
東京都立川市緑町10-3  
e-mail : i.takabe@soumu.go.jp

\*\* 非会員，統計数理研究所  
東京都立川市緑町10-3  
e-mail : yamasita@ism.ac.jp

ところで上記のような公的統計マイクロデータに関しては、昨今、公的統計マイクロデータ研究コンソーシアムの設立や公的統計のオーダーメイド集計の利用条件等の緩和の実施など、その利活用に向けた機運が急速に高まってきている(植松(2016a)及び植松(2016b))。また昨年決定された「統計改革推進会議最終取りまとめ」(平成29年5月19日統計改革推進会議決定)や、先般の統計委員会において答申が行われた「第Ⅲ期公的統計基本計画」(平成29年12月19日統計委員会)では今後、企業の保有するビッグデータの公的統計への活用について、検討を進めることとされている。政府統計を取り巻くこうした状況を鑑みれば公的統計マイクロデータと企業の保有する様々なデータとのリンケージは、既存のデータを有効に活用した有用なデータベースの構築につながるものであり、今後重要な研究課題になると考えられる。

ところで、データリンケージを行う際に各レコードを識別できる照合キー(共通一連番号、名称、所在地など)が存在する場合には、それらを利用して1対1でレコードをリンケージする完全照合(Exact Matching)を行うことが可能である。しかし、例えば異なる機関が整備する企業データに関しては、秘匿性の観点から名称や所在地などの個体を特定できる情報を利用することができず、資本金や売上高などの限られた情報のみが利用可能である場合が多いと想定される。このような場合には、各データに共通の情報を基に、何らかの意味で類似したレコード同士をリンケージする方法が用いられる。これを統計的マッチング(Statistical Matching)という(美添(2005))。これらの関係を整理したものが、以下の図1である。

統計的マッチングのイメージを示したものが図2である。図2において、 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iK}$ (又は $X_{j1}, X_{j2}, \dots, X_{jK}$ )は、データAとデータBに共通に含まれている変数(共通変数)であ

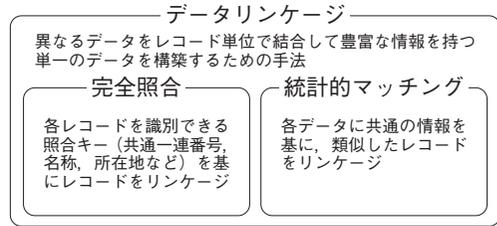


図1 データリンケージと統計的マッチング等との関係

る。また $Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iq}$ はデータAのみに含まれる変数であり、 $Z_{j1}, Z_{j2}, \dots, Z_{jr}$ はデータBのみに含まれる変数である。図2では、共通変数を用いてデータAの*i*番目のレコードとデータBの*j*番目のレコードをマッチングした結果が、融合データの*l*番目のレコードになる様子を示している。

ここで、経済センサスのようにサイズの大きなデータを扱う場合、レコードの組合せは膨大になり、これら全てについての類似度を計算することは計算時間の面からみて現実的ではないと考えられる。

これまでに述べてきた背景・論点を踏まえると、今後、公的統計マイクロデータと企業データとのリンケージや統計的マッチングを効果的に進めていくためには、以下に示した3点の課題に対応していく必要がある。

- (1) 公的統計マイクロデータと民間の保有するデータの更なる活用を見据えた統計的マッチングの実証分析
- (2) 企業データの秘匿性に配慮した上で、限られた情報を基に統計的マッチングを行うモデル・技術の開発
- (3) データベースの容量拡大にも対応可能な統計的マッチングの計算効率化・高速化の実現

本稿では計量経済学等の分野で広く利用されている多項ロジットモデル(McCullagh and Nelder(1989), Hosmer et al.(2013))及び主成

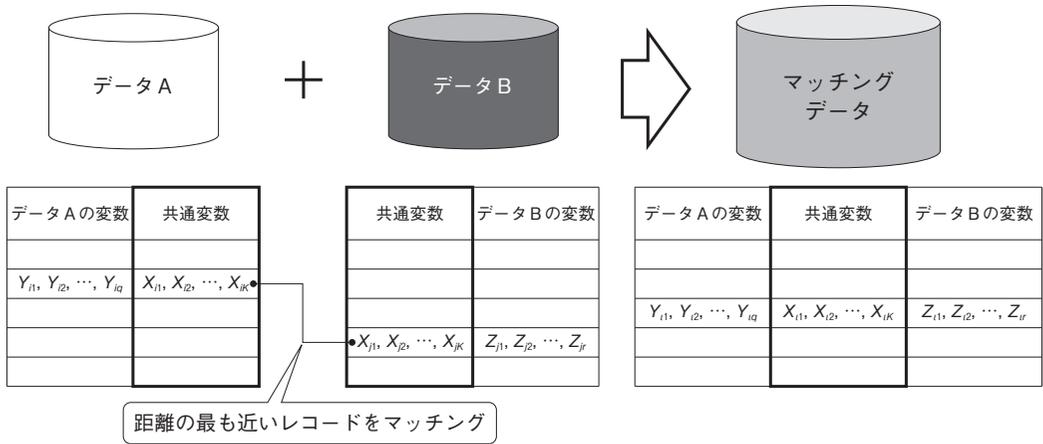


図2 統計的マッチングのイメージ

分分析を基に、上記の課題に対応した新たな統計的マッチング手法を提案する。提案手法を経済センサス－活動調査のマイクロデータ及び帝国データバンクのデータに適用した結果、正解率などの点で、従前のマッチング手法よりも優れていることが示された。

1. 統計的マッチングに関する先行研究と課題

統計的マッチングに関する研究は1960年代から行われてきており、これまでに様々な手法が開発されている。初期の段階から研究が行われているのは、異なる2つのレコードが偶然マッチングする確率 (U-statistics) と、同一のレコードが正しくマッチングする確率 (M-statistics) を用いて、しきい値によりマッチングの適否を判定する方法である (Newcombe(1959), Fellegi and Sunter(1969))。この方法では、名称・所在地のような詳細な共通情報が利用できることを仮定しているが、今回の分析では企業の名称、所在地などの詳細な情報が利用できず、限られた共通情報のみを活用できる状況を想定していることから、この方法は適していない。

また、データの構造に多変量正規分布を仮定した上で、共通情報以外の変数を欠測値とみなし、これらを重回帰モデルやベイズ統計

学の枠組みに基づき推測する方法も存在する (D’Orazio et al.(2006), Rässler(2002), 栗原(2015), Kurihara(2015))。本稿で対象とする企業のデータについては、売上高や従業員数などかなり歪んだ分布を持つ変数が存在しており、また連続変数とカテゴリ変数 (業種や開設年など) が混在するなど、多変量正規分布の仮定が当てはまらないケースが想定されるため、この方法も適していない。

距離に基づく統計的マッチングも比較的初期の段階から研究が行われている方法である。この方法では、各データに共通の情報を用いてレコード間の距離を計算し、最も近いレコード同士のマッチングを行う。このとき連続変数に対する距離関数としては、例えば以下のものが用いられる (D’Orazio et al.(2006))。

- ・絶対値距離 (Manhattan 距離) :

$$D_{ij} = \sum_{k=1}^K \beta_k |X_{ik} - X_{jk}| \tag{1}$$

- ・Euclid 距離 :

$$D_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^K \beta_k (X_{ik} - X_{jk})^2} \tag{2}$$

- ・Mahalanobis 距離 :

$$D_{ij} = (X_i - X_j)^T \Sigma_{XX}^{-1} (X_i - X_j) \tag{3}$$

$$\left[ \begin{array}{l} D_{ij} : \text{レコード } i \text{ とレコード } j \text{ の距離} \\ X_{ik}, X_{jk} : \text{レコード } i \text{ 及びレコード } j \text{ に含まれる } k \text{ 番目の共通変数} \\ X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iK})^T \\ X_j = (X_{j1}, X_{j2}, \dots, X_{jK})^T \\ \Sigma_{XX} : \text{共通変数の分散共分散行列} \end{array} \right]$$

ここで  $\beta_k$  は  $k$  番目の共通変数にかかるウエイトを表す。またカテゴリ変数に対しては、以下の距離が用いられる。

$$D_{ij} = \sum_{k=1}^K \beta_k I(X_{ik} - X_{jk}) \quad (4)$$

$I(X_{ik} - X_{jk})$  は、 $X_{ik} = X_{jk}$  のときに 1,  $X_{ik} \neq X_{jk}$  の場合に 0 となる関数である。

Lie(2001) では企業の財務データに絶対値距離を適用して統計的マッチングを行っている。Yoshizoe and Araki(1999) では、絶対値距離及び Euclid 距離の 2 乗を基に、家計調査及び貯蓄動向調査の統計的マッチングを行っている。坂田・栗原 (2011・2013) 及び栗原 (2015) ではマハラノビス距離を用いて企業データを接続し、パネルデータの作成やマッチングのバイアスの分析等を行っている。

連続変数とカテゴリ変数の両方が含まれる場合には、上記の式(1)及び式(4)を組み合わせた以下の Gower 距離<sup>1)</sup>が用いられる (Gower (1971))。

$$D_{ij} = (\sum_{k=1}^K \delta_{ijk} D_{ijk}) / \sum_{k=1}^K \delta_{ijk} \quad (5)$$

ここで  $D_{ijk}$  は以下のように定義される変数である。

- ・  $X_{ik}, X_{jk}$  が連続変数の場合  
 $D_{ijk} = |X_{ik} - X_{jk}| / R_k$   
 $R_k$  :  $k$  番目の共通変数のレンジ
- ・  $X_{ik}, X_{jk}$  がカテゴリ変数の場合

$$D_{ijk} = \begin{cases} 0 (X_{ik} = X_{jk}) \\ 1 (X_{ik} \neq X_{jk}) \end{cases}$$

また、 $\delta_{ijk}$  は変数が欠測している場合に 0、それ以外の場合に 1 となる変数である。今回の分析では事前に欠測値を補完したデータを扱うため  $\delta_{ijk}$  は常に 1 となり、 $D_{ij} = (\sum_{k=1}^K D_{ijk}) / K$  となる。

式(1)(2)(4)におけるウエイト  $\beta_k$  は、変数間の重要度の違いの反映やスケールの調整のために用いられる。このようなウエイトとしては各変数の標準偏差の逆数やレンジ (最大値 - 最小値) の逆数が用いられる (D'Orazio et al.(2006))。しかし各変数の重要度やスケール調整の方法をどのように決定するかについては一般的な基準が無く、上記のようなウエイトを使用する理論的な根拠は特段ないため、より最適なウエイトを検討する余地が残されている。本稿で提案する統計的マッチング手法ではウエイトをデータから推定することが可能であり、連続変数とカテゴリ変数が混在する場合でも問題なく扱うことが可能である。

## 2. 多項ロジットモデルを用いた統計的マッチング手法

ここでは、本稿で提案する多項ロジットモデルを用いた統計的マッチング手法におけるモデルの詳細について説明する。以下の 2 種類のデータを考える。

- ・ データ A (マッチング元) : レコード数  $M$
- ・ データ B (マッチング先) : レコード数  $N$

このとき、マッチング元のデータ A から取り出したある企業  $i$  に対して、データ B のある企業  $j$  が正しいマッチング先である確率  $P_{ij}$  を考える (以下ではこれを「マッチング確率」という。)。ここで  $P_{ij}$  は、レコード間の距離  $D_{ij}$  を用いて次のように表現できるものとする。

$$P_{ij} = \frac{\exp(-D_{ij})}{\sum_{j=1}^N \exp(-D_{ij})} \quad (6)$$

距離が小さいほど正しいマッチング先である

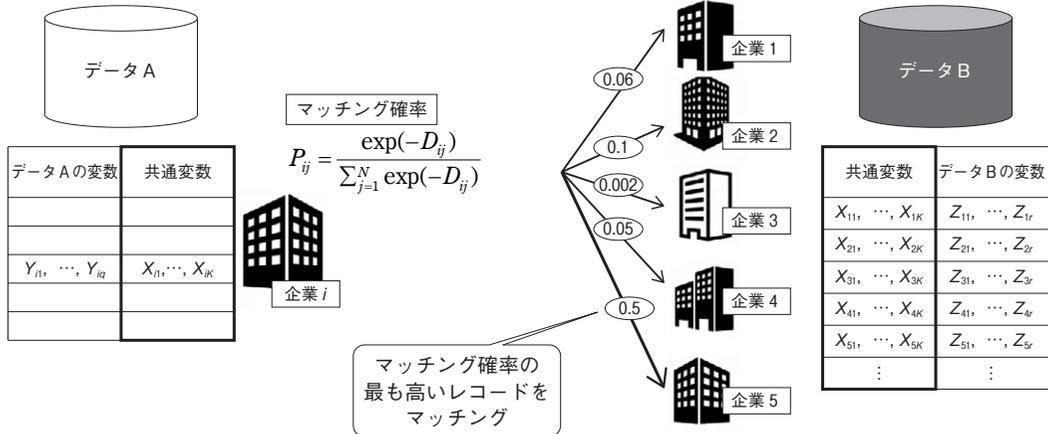


図3 多項ロジットモデルに基づく統計的マッチングモデルのイメージ

可能性が高くなるという状況を想定していることから、式(6)では距離  $D_{ij}$  の  $-1$  倍を用いている。多項ロジットモデルに基づく統計的マッチングモデルのイメージを示したものが、図3である。図3では、データAの企業  $i$  とデータBの全ての企業に対して共通変数を基に  $P_{ij}$  を計算し、この値が最も高い5番目の企業とマッチングを行う様子を示している。なお、データAの各企業に対してマッチング先を決定する際に、データBのある企業が複数回選ばれる可能性がある。

モデルの中の距離  $D_{ij}$  としては、どのようなものを用いてもよく、複数の距離を組み合わせてもよい。本稿の分析では連続変数とカテゴリ変数を扱うので、式(1)及び式(4)を組み合わせたものを距離として用いる（具体的な距離の形状は3.3節で示す。）。

このとき、尤度関数  $L(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)$  及び対数尤度関数  $l(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)$  については、以下のように表現できる。

$$\begin{aligned}
 L(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K) &= \prod_{i,j} P_{ij}^{\delta_{ij}} \\
 l(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K) &= \log[L(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)] \\
 &= \log \left[ \prod_{i,j} P_{ij}^{\delta_{ij}} \right] \\
 &= \sum_{i,j} \delta_{ij} \log[P_{ij}]
 \end{aligned} \tag{7}$$

ここで  $\delta_{ij}$  は、企業  $i$  と企業  $j$  が等しい場合に1となり、異なる場合に0となる変数である。距離のウエイト  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K$  は対数尤度関数の式(7)に組み込まれているので、式(7)を最大化することにより、以下のような形でウエイトの最尤推定値  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_K$  が得られる<sup>2)</sup>。

$$\begin{aligned}
 \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_K &= \arg \max_{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K} l(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K) \\
 &= \arg \max_{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K} \sum_{i,j} \delta_{ij} \log[P_{ij}]
 \end{aligned} \tag{8}$$

このような形で距離のウエイトの最適化を行っている研究事例については現在のところ確認されていない。

モデルのパラメータ（ウエイト）が推定されれば、ウエイト付き距離及びマッチング確率を全てのレコードの組合せに対して計算することができる。このようにして得られたマッチング確率を用いて、データAの各企業に対して、最も高いマッチング確率を有する企業をデータBから検索する。

モデルの構築方法やパラメータの推定方法からわかるとおり、提案手法には、以下のような利点がある。

**【提案手法の利点】**

- ・ 距離関数のウエイトを統計的に推定することが可能。

- ・連続変数とカテゴリ変数が混在する場合でも、問題なく扱うことが可能。
- ・レコードが一致する程度をマッチング確率の形で推定できるので、マッチングの精度の確率的な評価が可能。
- ・ $p$ 値、 $t$ 値などにより、ウエイトの推定精度を分析することが可能<sup>3)</sup>。
- ・変数の背後に特定の分布を仮定する必要がない。

提案した手法が実際に機能するか、また従前の手法と比較してどの程度のパフォーマンスを発揮するかについて、この後の節で、企業に関する実際のデータを用いた検証を行う。

このように、マッチングの正解のわかっているデータを用いてモデルの構築を行うことができれば、マッチングの正解が不明な他のデータに当該モデルを適用してマッチングを行うことも可能となる。このような方向性については、今後の課題で触れる。

### 3. 実際のデータに基づく分析

#### 3.1 分析に用いるデータの作成

本稿では、経済センサスー活動調査のマイクロデータと帝国データバンクのデータに対して、提案手法に基づく統計的マッチングを行う<sup>4)</sup>。なお、分析に要する時間と費用の関係から、滋賀県のデータについて分析を行っている。どちらのデータも分析対象は株式会社又は有限会社の企業データとしている。また、帝国データバンクのデータでは、資本金300万円以上5,000万円未満の会社を対象としている。

これらのデータについて、名称及び所在地を照合キーとして、事前に完全照合を行っておく。こうして完全照合されたデータについて、名称及び所在地の情報を削除し、分析用データとする。各データに対する処理等の詳細については、以下を参照。

- (1) 「帝国データバンク」データ
  - ・平成24年2月分の滋賀県のデータ7,720レコードのうち、名称・所在地を用いて完全照合できた6,278レコードを分析に用いる。
  - ・完全照合できなかったレコードについては、分析対象から除外する。
- (2) 「平成24年経済センサスー活動調査」マイクロデータ
  - ・滋賀県の企業13,657レコードを分析に用いる。
  - ・データには一部、欠測値が含まれていることから、ICE: Imputation by Chained Equations (Buuren(2012))により補完を行う<sup>5)</sup>。

以上の処理により、帝国データバンクのレコードに対応するレコードが、経済センサスー活動調査のデータの中に必ず存在するという状況となっている。

次に、上記の完全照合後のデータセットについて、帝国データバンクデータと経済センサスー活動調査のマイクロデータの各レコードから2/3を無作為抽出してモデル構築用(学習用)のデータとした。また両データにおける残りの1/3のレコードをモデルの性能の検証用(テスト用)のデータとした。学習用とテスト用のそれぞれのデータのレコード数は、以下のとおりである。

- ・学習用データ
  - 帝国データバンク：4,240レコード
  - 経済センサスー活動調査：9,105レコード
- ・テスト用データ
  - 帝国データバンク：2,038レコード
  - 経済センサスー活動調査：4,552レコード

#### 3.2 使用する変数

今回の分析で用いた帝国データバンクの

データと経済センサス-活動調査マイクロデータの両方に共通して存在する変数は、以下の6種類である(2つのデータで単位等をそろえている)。

- (1) 従業者数(従業員数)：(X)【人】
- (2) 資本金額(Y)【万円】
- (3) 売上高(Z)【百万円】
- (4) 産業(S)
- (5) 開設年(O)
- (6) 地域(市・郡)(R)

(1)(2)(3)が連続変数であり、(4)(5)(6)がカテゴリ変数である。

データを事前に比較・分析した結果、帝国データバンクのデータの「従業員数」(X1)には、パート・アルバイトを含む場合とそうでない場合が混在していると考えられるケースが存在することが確認できた。経済センサス-活動調査の「従業者数」については、パート等を含む(X2)と含まない場合(X3)のどちらの場合の情報も得られる。そこで、2つの場合((X1, X2)又は(X1, X3))に関して距離を計算し、小さい方を従業者数・従業員数に関する距離とした。

産業については、帝国データバンクのデータで用いられている産業分類(TDB産業分類)を、経済センサスで採用されている日本標準産業分類の大分類に合うように組み替えて使用した。開設年については、(1)1984年以前、(2)1985年~1994年、(3)1995年~2004年、(4)2005年以降という形でカテゴリ化して使用した<sup>6)</sup>。地域情報については、詳細な情報は利用できないが、県内の市・郡レベルの情報のみ利用できるという状況を想定している。

学習用データに関して各変数の記述統計量を示したものが表1である。テストデータに関する同様の表は、論文の最後に付表として示している。また連続変数の距離に関する記述統計量及びカテゴリ内での一致率を学習用

データ及びテスト用データについて示したものが表2である。

### 3.3 分析に用いるモデル

分析に用いる多項ロジットモデル<sup>7)</sup>を改めて次のとおり示す。

$$P_{ij} = \frac{\exp(-D_{ij})}{\sum_{j=1}^N \exp(-D_{ij})} \quad (9)$$

$$D_{ij} = \beta_1 |X_i - X_j| + \beta_2 |Y_i - Y_j| + \beta_3 |Z_i - Z_j| + \beta_4 I(S_i = S_j) + \beta_5 I(O_i = O_j) + \beta_6 I(R_i = R_j)$$

$X_i, X_j$ : 従業者数・従業員数(人)
$Y_i, Y_j$ : 資本金額(万円)
$Z_i, Z_j$ : 売上高(百万円)
$S_i, S_j$ : 産業(大分類)
$O_i, O_j$ : 開設年
$R_i, R_j$ : 地域(市・郡)

ここで距離が0に近い部分の差を強調するために、以下のように絶対値距離を対数変換した量を用いたモデルについても別途、推定を行う(0の値を含む変数があるため、従業者数・従業員数であれば、以下のように1を足した上で対数変換を行う)。

$$\log(|X_i - X_j| + 1) \quad (10)$$

このように変換された量については、距離の定義(三角不等式など)を満たしていないものの、レコード間の類似度を測る指標として活用することはできる。Gower距離及びMahalanobis距離<sup>8)</sup>に基づく最近隣法(Nearest Neighbor Method)<sup>9)</sup>を提案手法に対する比較対象として、結果の比較・分析を行う。

### 3.4 モデルの推定結果及び正解率の評価

ウエイト付き距離及びその対数変換を用いたモデルについて、パラメータの推定結果を示したものが表3である<sup>10)</sup>。推定された係数とともに、それらの標準誤差も併せて示している。またモデルのデータへの当てはまり具

表1 学習用データにおける記述統計量(要約統計量及びカテゴリ別企業数)

	帝国データバンク			平成24年経済センサス活動調査			
	従業員数 (人)	資本金 (万円)	売上高 (百万円)	従業員数 (パート等含む) (人)	従業員数 (パート等除く) (人)	資本金 (万円)	売上高 (百万円)
第1四分位	2.0	500.0	41.0	3.0	0.0	300.0	23.0
中央値	4.0	1000.0	100.0	6.0	2.0	1000.0	63.1
平均値	10.5	1163.0	311.3	18.6	9.7	2782.0	376.9
第3四分位	10.0	1112.0	234.2	14.0	6.0	1000.0	177.7
標準偏差	26.6	961.4	1063.0	71.6	49.1	52659.1	3641.9

産業大分類	帝国データ バンク	平成24年 経済センサス -活動調査	地域 (市・郡)	帝国データ バンク	平成24年 経済センサス -活動調査
A 農業, 林業	0	81	大津市	807	1930
B 漁業	0	4	彦根市	341	705
C 鉱業, 採石業, 砂利採取業	0	12	長浜市	459	960
D 建設業	1411	1739	近江八幡市	258	492
E 製造業	841	1771	草津市	370	847
F 電気・ガス・熱供給・水道業	0	-	守山市	197	437
G 情報通信業	39	135	栗東市	212	498
H 運輸業, 郵便業	0	281	甲賀市	331	663
I 卸売業, 小売業	1181	2297	野洲市	149	331
J 金融業, 保険業	0	105	湖南市	160	345
K 不動産業, 物品賃貸業	249	803	高島市	231	422
L 学術研究, 専門・技術サービス業	145	399	東近江市	360	706
M 宿泊業, 飲食サービス業	72	463	米原市	107	234
N 生活関連サービス業, 娯楽業	73	332	蒲生郡	96	202
O 教育, 学習支援業	12	72	愛知郡	90	180
P 医療, 福祉	27	129	犬上郡	72	153
Q 複合サービス事業	0	-			
R サービス業(他に分類されないもの)	190	477			

※少数のデータに関しては秘匿を行っている。

期間	帝国データ バンク	平成24年 経済センサス -活動調査
1984年以前	1825	3624
1984年～1994年	1303	1939
1995年～2004年	850	2125
2005年以降	262	1417

表2 学習用データ及びテスト用データにおける距離に関する記述統計量  
(要約統計量及びカテゴリ別一致率)

	学習用データ			テスト用データ		
	従業者数・ 従業員数 $ X_i - X_j $	資本金額 $ Y_i - Y_j $	売上高 $ Z_i - Z_j $	従業者数・ 従業員数 $ X_i - X_j $	資本金額 $ Y_i - Y_j $	売上高 $ Z_i - Z_j $
第1四分位	1.0	200.0	39.5	1.0	200.0	39.2
中央値	3.0	700.0	111.0	3.0	700.0	109.8
平均値	13.8	2701.0	544.5	14.4	2230.0	556.0
第3四分位	10.0	1500.0	316.5	10.0	1500.0	304.0
標準偏差	53.6	52620.6	3755.0	83.5	31771.8	5058.2

	学習用データ			テスト用データ		
	産業(大分類)	開設年	地域(市・郡)	産業(大分類)	開設年	地域(市・郡)
一致率	0.89	0.68	1.00	0.88	0.69	1.00

表3 多項ロジットモデルの推定結果

	ウエイト付き絶対値距離	ウエイト付き絶対値距離(対数変換)
従業員数	0.20447 *** (0.00702)	1.05785 *** (0.03037)
資本金額	0.00458 *** (0.00009)	0.82099 *** (0.01374)
売上高	0.00965 *** (0.00026)	0.95353 *** (0.01404)
産業	3.62859 *** (0.05449)	3.50038 *** (0.05540)
開設年	1.55769 *** (0.03797)	1.50823 *** (0.04106)
地域(市・郡)	13.98638 *** (1.43508)	9.27463 *** (0.44812)
初期対数尤度	- 38654	- 38654
対数尤度	- 13918	- 10302
疑似決定係数 $\rho^2$	0.6399	0.7335
自由度調整済疑似決定係数	0.6398	0.7333
サンプルサイズ	4552	4552

※\*\*\* は、0.1%で有意であることを示している。

※ ( ) は各回帰係数の標準誤差である。

合をみるために、McFaddenの疑似決定係数(Pseudo-R-square)  $\rho^2$ も併せて示している。

どのモデルにおいても各ウエイト(回帰係数)の標準誤差は十分に小さく、有意な結果

となっている。特に産業と地域のウエイトが大きな値となっており、マッチング確率に強い影響を与えていることがわかる<sup>11)</sup>。さらに疑似決定係数を比較すると、対数変換した距

離を用いたウエイト付き絶対値距離に基づくモデルの方が、データへの当てはまりが良いという結果になっている。

次に正解率の観点から、提案手法を Gower 距離及び Mahalanobis 距離に基づく最近隣法と比較する。ここでマッチング手法間の正解率の比較を定量的に行うために、Yoshikawa et al. (2015) で示されている評価方法を用いる。これはマッチング元の各レコードについて、マッチング確率の高い上位  $R$  件の候補レコードに正しいマッチング先が含まれる割合を用いるものである。ここでマッチング確率は表 2 に示した回帰係数の推定値に基づき、テストデータを用いて算出する。具体的には以下の方法により計算する。

帝国データバンクのテストデータの各レコード  $i$  ( $i=1, 2, \dots, M_{test}$ ) に対して、経済センサス-活動調査のテストデータにおける対応する正しいレコードのインデックスを  $t(i)$  とする。次に帝国データバンクのテストデータの各レコード  $i$  に対して、経済センサス-活動調査のテストデータのレコードの中でマッチング確率の高かった順に上位  $R$  件のレコードを取り出し、その集合を  $C(i, R)$  とする。このとき、正しいレコードが上位  $R$  件の候補レコードに含まれる割合 (正解率)  $P(R)$  は、以下の式(11)の形で表現できる。

$$P(R) = \frac{1}{M_{test}} \sum_{i=1}^{M_{test}} I(t(i) \in C(i, R)) \quad (11)$$

ここで  $I(\cdot)$  は、 $(\cdot)$  内の命題が真の場合に 1、それ以外の場合に 0 となる関数である。

マッチング確率の上位の件数  $R$  を横軸にとり、対応する正解率  $P(R)$  をマッチング手法ごとにプロットしたものが図 4 である。

多項ロジットモデルによる方法は、Gower 距離や Mahalanobis 距離に基づく最近隣法と比較して、大幅に正解率が高くなっていることがわかる。また絶対値距離を対数変換したモデルが最も正解率が高くなっている。なお、

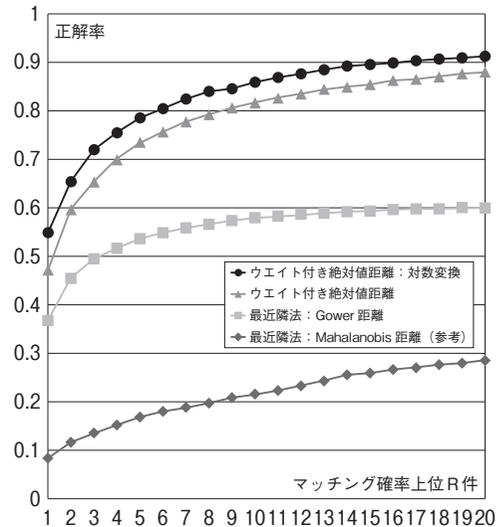


図4 マッチング正解率の比較

Mahalanobis 距離の算出に当たっては、 $R$  のパッケージの制約から連続量の変数のみを用いている。また、Gower 距離の算出に当たっては、そのウエイトをテストデータのみから算出している。手法の違いのほか、上記のように距離によって使用している情報量が異なる点が正解率の違いに影響を与えている可能性がある。

#### 4. 主成分分析に基づく計算の効率化

距離に基づく統計的マッチングでは、マッチング先とマッチング元の各データのレコード数が増加した場合、距離計算の対象となるレコードの組合せが急激に増大し、現実的な時間での計算が困難となる問題が生じる。そこで主成分分析によりデータを層化し、近隣の層のレコードのみを距離・尤度計算の対象とすることにより計算の効率化を図る方法を検討する。

ところで、3.1節で述べたとおり、帝国データバンクの従業員数 ( $X1$ ) に対応する経済センサス-活動調査の従業者数は 2 つの場合があり ( $X2$  及び  $X3$ )、このままでは 2 つのデータで変数の数が合わず、主成分分析を行うこ

とができない。そこで変数の数をそろえるために、従業者に関する変数として、従業者1 (W1) 及び従業者2 (W2) を導入した。

・帝国データバンク：

$$W1 = X1, W2 = X1$$

・経済センサス-活動調査：

$$W1 = X2, W2 = X3$$

なお、主成分分析の計算<sup>12)</sup>の際には、学習用データに関して、帝国データバンクのデータ4,552レコードに対して、経済センサス-活動調査のマイクロデータ9,105レコードを縦に追加する形で結合した13,657レコードのデータを用いている。また、連続変数については(1を足した上で)対数変換を適用している。

マッチング元及びマッチング先のデータを合わせて主成分分析を行った結果について示したものが、表4である。主成分分析の結果をみると、第1主成分は、企業のサイズを表す成分となっていることがわかる。また第2主成分は産業及び開設年を強調した成分となっており、第3主成分は地域(市・郡)を強調した成分となっている。

今回の分析では、第1主成分の情報を用いて層化を行う。具体的には、マッチング元及びマッチング先のレコードを合わせたデータについて、各レコードの第1主成分得点の大きさを基に、層内のレコード数が等しくなるように、 $n$ 個の層に分割する(例えば層の数が4つの場合には25%点・50%点・75%点で分割する)。そしてマッチング元のレコードが属する層が第 $h$ 層の場合、マッチング先のレコードに関しては、第 $h$ 層に隣接する層を加えた、第 $h-1$ 層・第 $h$ 層・第 $h+1$ 層に属するレコードのみを対象として、距離及び尤度の計算を行う。ここでマッチング元のレコードが属する層が第1層(第 $n$ 層)の場合には、第2層(第 $n-1$ 層)のみを隣接する層として扱うことにする。このようにして一部の計算対象を省くことで、計算速度の向上が期待されるが、一方で省かれた対象の中に正解のレコードが含まれる場合には、正解率は低下することになる。

層の数を変化させた際の、 $R=1$ とした場合の正解率( $P(1)$ )及び計算速度との関係について示したものが、以下の図5及び図6である(層の数が6個に対応する部分に点線を引いている)。図5をみると、層の数が6個ま

表4 主成分分析の結果(上段：寄与率等, 下段：因子負荷量)

	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分	第5主成分	第6主成分	第7主成分
標準偏差	1.7080	1.0819	1.0022	0.9339	0.7602	0.5484	0.3964
寄与率	0.4168	0.1672	0.1435	0.1246	0.0826	0.0430	0.0224
累積寄与率	0.4168	0.5840	0.7275	0.8520	0.9346	0.9776	1.0000
	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分	第5主成分	第6主成分	第7主成分
従業者数1	-0.534	0.139			0.211	-0.298	0.746
従業者数2	-0.51	0.27			0.229	-0.429	-0.654
資本金額	-0.401	-0.254	-0.122	0.141	-0.853	-0.114	
売上高	-0.511			-0.115		0.839	
産業		0.653		0.727	-0.114	0.104	
開設年	0.158	0.614	0.299	-0.592	-0.396		
地域		-0.182	0.939	0.291			

では正解率がそれほど大きく低下しておらず、層の数が7個を過ぎたあたりから右下がりでも低下していることがわかる。図6で層の数が6個の場合をみると、層化を行わない場合(約1,600秒)と比較して、計算時間(テストデータに基づく回帰係数の推定にかかる時間)が半分以下(約600秒)にまで減少していることがわかる。

マッチング元及びマッチング先のデータの各レコードについて、第1主成分に対応する主成分得点をプロットしたものが図7及び図8である。これらの図には、層の数が6個の場合の各層の境界を併せて示している。主成分得点の大きさに応じて適当な数の層に分割されている様子が見られる。

なお、今回の主成分分析の目的は情報の縮約ではなく、マッチングの精度を維持しつつ計算効率を向上させるための層化を行うことにある。第1主成分は精度を落とさない層化に寄与しており、層化後のマッチング確率の推定では、地域や産業の情報がモデルの当てはまりに寄与していると考えられる。

### 5. おわりに

本稿では、多項ロジットモデルを用いた新たな統計的マッチングの方法を提案した。提案手法により、距離のウェイトを統計的に推

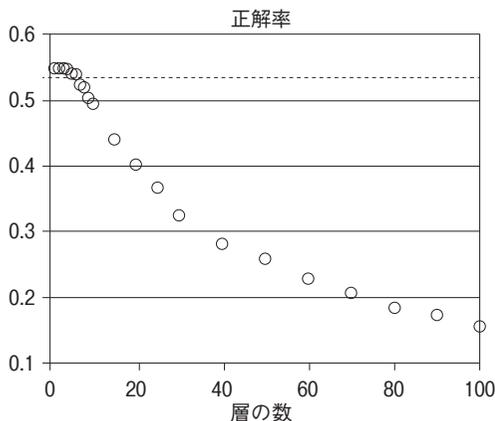


図5 マッチング正解率の比較

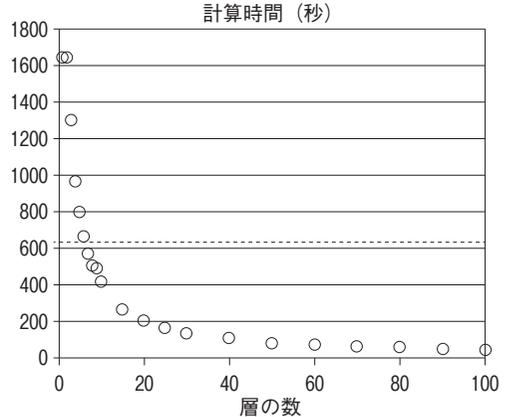


図6 層の数と計算時間との関係

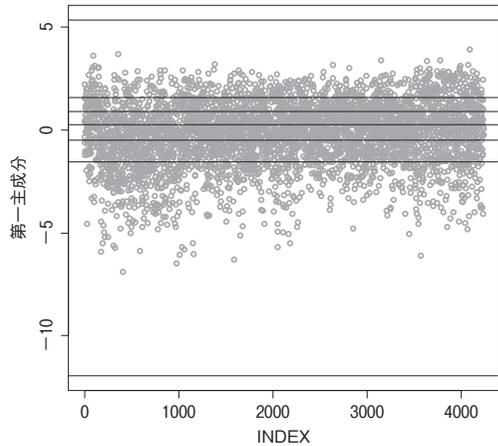


図7 マッチング元(帝国データバンク)第1主成分の主成分得点

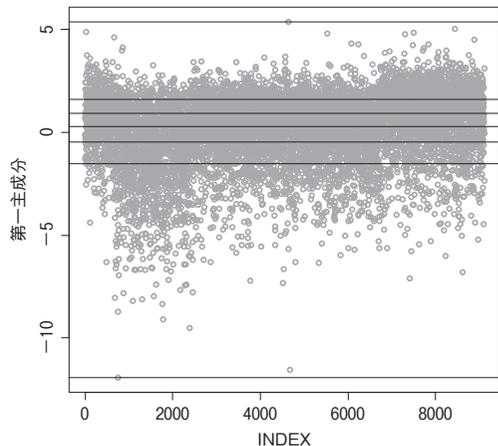


図8 マッチング先(経済センサスー活動調査)第1主成分の主成分得点

定することが可能となり、マッチングの程度を確率の形で表現することが可能となる。また、提案手法はデータの分布についての仮定を必要とせず、 $p$ 値・ $t$ 値や疑似決定係数によるモデルの比較・評価が可能となる。

提案手法は正解率の観点で、従前の研究で用いられている最近隣法よりも優れており、共通に利用できる情報が少ない企業データ間のマッチングにおいて有力な手法であることが分かった。また、絶対値距離を単純に用いるのではなく、対数変換することにより、距離が0に近い部分を強調し、距離が大きい部分の影響を抑えることで、モデルの当てはまりや正解率が向上することが分かった。

さらに、データの拡大に伴う計算時間の増加を考慮して、主成分分析による層化を基に計算を効率化する方法についても検討を行った。その結果、本稿で扱ったデータでは、層の数を6にすることで、正解率の低下を抑えつつ、計算時間を半分以下にまで減少させることがわかった。

本稿で提案した手法は、完全照合が可能なデータが得られる場合にのみ実行可能であるという点に注意を要する。完全照合が可能なデータが部分的にでも得られる場合には、それらの有効活用という観点から提案手法は有用であるものの、完全照合を行うための情報

が存在しない場合には、モデルの推定を行うことができない。

今後の課題として、以下の3点が挙げられる。まず、主成分分析に基づく計算速度の向上に関して、今回は第1主成分のみを用いて層化を行ったが、第2主成分以降も有効に活用することで計算の範囲をさらに縮小し、計算速度を一層向上できる可能性がある。次に、推定されたマッチング確率を用いた、より効率的なマッチングのアルゴリズムの構築が考えられる。例えば企業は複数回選ばれることはないという条件の下で、マッチング確率の合計が最も小さくなるような割り当てを見出すことなどが考えられる。最後に、今回のデータを用いて構築したモデルを、全く別の企業データ、特にマッチングの正解が不明なデータに適用することが考えられる。このようにして構成されたデータは、様々な分析に利用できる有用なものとなる可能性がある。

今後、公的統計のマイクロデータや企業の保有するビッグデータの利活用が進められていく中で、様々なデータの特性に依じた統計的マッチング手法の開発は一層重要なテーマになっていくものと考えられる。本稿で提案した手法も含め、継続的な手法の開発・改善を続けていく必要があると考える。

付表 テストデータにおける記述統計量（要約統計量及びカテゴリ別企業数）

	帝国データバンク			平成24年経済センサス活動調査			
	従業員数 (人)	資本金 (万円)	売上高 (百万円)	従業者数 (パート等含む) (人)	従業者数 (パート等除く) (人)	資本金 (万円)	売上高 (百万円)
第1四分位	2.0	500.0	43.0	3.0	0.0	300.0	23.0
中央値	4.0	1000.0	95.0	6.0	2.0	975.0	62.0
平均値	9.6	1162.0	264.5	23.6	11.0	2309.0	431.6
第3四分位	9.0	1100.0	235.0	14.0	6.0	1000.0	175.3
標準偏差	25.4	950.9	765.9	334.7	81.1	31818.6	5028.5

産業大分類	帝国データ バンク	平成24年 経済センサス -活動調査	地域 (市・郡)	帝国データ バンク	平成24年 経済センサス -活動調査
A 農業, 林業	0	44	大津市	416	959
B 漁業	0	-	彦根市	166	384
C 鉱業, 採石業, 砂利採取業	0	6	長浜市	227	457
D 建設業	726	873	近江八幡市	105	241
E 製造業	402	889	草津市	175	417
F 電気・ガス・熱供給・水道業	0	-	守山市	92	221
G 情報通信業	12	62	栗東市	102	222
H 運輸業, 郵便業	0	153	甲賀市	139	322
I 卸売業, 小売業	520	1049	野洲市	56	160
J 金融業, 保険業	0	67	湖南市	70	180
K 不動産業, 物品賃貸業	136	406	高島市	135	262
L 学術研究, 専門・技術サービス業	66	222	東近江市	178	360
M 宿泊業, 飲食サービス業	37	254	米原市	60	126
N 生活関連サービス業, 娯楽業	39	187	蒲生郡	48	95
O 教育, 学習支援業	11	42	愛知郡	36	77
P 医療, 福祉	9	67	犬上郡	33	69
Q 複合サービス事業	0	0			
R サービス業(他に分類されないもの)	80	226			

※少数のデータに関しては秘匿を行っている。

期間	帝国データ バンク	平成24年 経済センサス -活動調査
1984年以前	884	1785
1984年～1994年	618	981
1995年～2004年	399	1079
2005年以降	137	707

## 謝辞

本稿の内容の一部について、経済統計学会東北・関東支部例会及び全国研究大会において報告を行った際に、多くの方々から貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。また、本稿について有益なコメントをしていただいた匿名の2名の査読者にも、感謝申し上げたい。なお、本稿の意見は筆者個人のものであり、所属する組織を代表するものではない。

本研究は科研費（16H02013 及び15H03390）の助成を受けている。

## 注

- 1) Gower距離は、統計的マッチングを扱うRのパッケージStatMatchでも採用されている(D'Orazio(2016))。
- 2) 今回の分析では、統計解析ソフトウェアRと、その最適化関数optim(準ニュートン法)を使用して最尤推定の際の数値最適化の計算を行った。
- 3)  $p$ 値,  $t$ 値は、変数の選択に利用することができる。 $p$ 値が大きく( $t$ 値の絶対値が小さく)回帰係数が有意でないと判断される場合には、モデルの当てはまりを向上させるために、当該変数をモデルから落とすことが考えられる。
- 4) これらのデータの中に大規模な親子企業やグループ企業などが存在する場合には、同一グループ内の企業を誤ってマッチングする可能性はあるものの、今回の分析では資本金額が300万円~5000万円とそれほど規模の大きくない企業を扱っており、影響はそれほどないと考えられる。また単一事業所企業と複数事業所企業では、企業の規模も異なってくるが、それらの違いについては規模に関する変数(売上高, 従業員数等)により、ある程度捉えられると考えられる。
- 5) ICEの計算にはRのパッケージmiceを使用した。その際に、カテゴリ変数の欠測値は多項ロジットモデルにより、連続変数の欠測値はPredictive Mean Matchingにより、それぞれ補完を行った。
- 6) 平成24年経済センサス-活動調査の産業共通調査票では、開設時期について、まず①昭和59年以前, ②昭和60年~平成6年, ③平成7年~平成16年, ④平成17年以降の4つの区分について回答し、平成17年以降に開設した場合には年月を回答する形式となっている。今回の分析では、上記の区分に沿った形で開設年を4つに区分し、各カテゴリ内の企業数がある程度そろえるため、平成17年以降を1つの区分として用いている。
- 7) ロジットモデルの係数が目的変数(今回の分析では企業)によって異なると想定した場合を「多項ロジットモデル」とし、(今回のように)共通であると想定した場合を「条件付きロジットモデル」と定義する場合がある(Greene(2002))。また、今回のモデルには定数項を含めていないが、基準となる企業を定めて定数項を追加した場合でも、結果は変わらない。
- 8) Gower距離及びMahalanobis距離の計算には、統計解析ソフトウェアRのパッケージStatMatchを用いた。また、Mahalanobis距離の計算に当たっては、StatMatchの仕様に基づき、連続変数のみを使用している。
- 9) 最近隣法(Nearest Neighbor Method)は、距離に基づき、最も近いレコードをマッチング先として探索する方法である。
- 10) 交互作用項を導入したモデルについても検討を行ったが、疑似決定係数が向上するものの、その上昇分はわずかであり、一方で有意でなくなる変数が多くなったため、本稿では交互作用を扱っていない。
- 11) 産業及び地域に関するウエイトが大きな値となっていることから、産業・地域別にサンプルを分割してマッチングを行うことも考えられる。ただし2つのデータの定義の違いや調査の時期の違い等により、正しいマッチング先であるレコードが同一のカテゴリに入らないケースがまれに生じることから、今回はサブサンプルによるマッチングという手法を行っていない。
- 12) 主成分分析の計算には、Rのprincomp関数を使用した。

## 参考文献

- [1] 荒木万寿夫, 美添泰人 (2007) 「家計データを利用した完全照合と統計的照合」『青山経営論集』第42巻第1号, pp.175-210.
- [2] 植松良和 (2016a) 「『公的統計マイクロデータ研究コンソーシアム』への期待: 公的統計マイクロデータ研究コンソーシアム設立記念シンポジウムの報告」『ESTRELA』No. 269, pp.2-8.
- [3] 植松良和 (2016b) 「オーダーメード集計の見直し: 基本計画策定から省令改正までの2年の経緯」『ESTRELA』No. 269, pp.14-20.
- [4] 栗原由紀子 (2015) 「統計的マッチングにおける推定精度とキー変数選択の効果: 法人企業統計調査マイクロデータを対象として」『統計学』第108号, pp.1-15.
- [5] 小西葉子 (2012) 「生産動態統計調査と工業統計調査の事業所マッチング法について (2005年-2009年)」『RIETI ディスカッションペーパー』No. 12-P-020.
- [6] 坂田幸繁, 栗原由紀子 (2011) 「統計的マッチングによる疑似パネルデータの作成と精度検証: 中小企業景況調査マイクロデータを利用して」『法政大学日本統計研究所オケージョナル・ペーパー』No. 27.
- [7] 坂田幸繁, 栗原由紀子 (2013) 「法人企業統計のデータ・リンケージとその有効性の検証: 統計的マッチング手法の比較から」『中央大学経済研究所年報』第44号, pp.271-306.
- [8] 村田磨理子, 伊藤伸介 (2016) 「事業所・企業系のマイクロデータを用いたデータリンケージの可能性: 賃金構造基本統計調査を例に」『統計学』第110号, pp.1-17.
- [9] 美添泰人 (2005) 「統計的照合手法の基礎理論と最近の適用例」『青山経済論集』第56巻, pp.43-71.
- [10] Buuren, S. (2012), *Flexible imputation of missing data*, CRC press.
- [11] Christen, P. (2012), *Data matching: concepts and techniques for record linkage, entity resolution, and duplicate detection*, Springer.
- [12] D’Orazio, M., Di Zio M., and Scanu, M. (2006), *Statistical Matching: Theory and Practice*, Wiley.
- [13] D’Orazio M. (2016) StatMatch: Statistical Matching. R package version 1.2.5.  
<http://CRAN.R-project.org/package=StatMatch>
- [14] Fellegi, I.P. and Sunter, A.B. (1969), “A theory for record linkage”, *Journal of the American Statistical Association*, 64, pp.1183-1210.
- [15] Gower J.C. (1971), “A general coefficient of similarity and some of its properties”, *Biometrics*, 27, pp.623-637.
- [16] Greene. W.H. (2002), *Econometric Analysis: 5th edition*, Prentice Hall.
- [17] Harron, K., Goldstein, H. and Dibben, C. (2015), *Methodological developments in data linkage*, Wiley.
- [18] Herzog, T.N., Scheuren, F.J. and Winkler, W.E. (2007), *Data quality and record linkage techniques*, Springer.
- [19] Hosmer Jr, D.W., Lemeshow, S. and Sturdivant, R.X. (2013), *Applied logistic regression: Third edition*, Wiley.
- [20] Kurihara, Y. (2015), “Estimation of Durability of Profit of Small and Medium Enterprises by Statistical Matching”, *Journal of Mathematics and System Science*, 5, pp.173-182.
- [21] Lie, E. (2001) “Detecting abnormal operating performance: Revisited”, *Financial Management*, 30, pp.77-91.
- [22] McCullagh, P., and Nelder, J.A. (1989), *Generalized linear models: Second edition*, CRC press.
- [23] Newcombe, H.B., Kennedy, J.M., Axford, S.J. and James, A.P. (1959) “Automatic Linkage of Vital Records”, *Science*, 130, pp.954-959.
- [24] Rässler, S. (2002), *Statistical Matching*, Springer.
- [25] Yoshikawa, Y., Iwata, T., Sawada, H. and Yamada, T., E. (2015) “Cross-domain matching for bag-of-words data via kernel embeddings of latent distributions”, *Advances in Neural Information Processing Systems*, pp.1405-1413.
- [26] Yoshizoe, Y. and Araki, M. (1999), “Statistical matching of household survey files”, Working Paper, No. 10, Aoyama Gakuin University.

# New Statistical Matching Method Using Multinomial Logit Model

Isao Takabe<sup>\*</sup>, Satoshi Yamashita<sup>\*\*</sup>

## Summary

Statistical matching techniques aim to build a useful data by combining different data sources. These techniques make it possible to create informative data without conducting any survey or collecting additional data. In recent years, matching techniques have been employed in various fields. In this study, we proposed a new statistical matching methodology by employing multinomial logit model. The weighted distance were used to compute the probability of true match pairs through the model. It is worth noting that working with large datasets entails a considerable amount of time to calculate the distances of all the possible pairs. To address this problem, we resorted to the principal component analysis method by dividing the data sources and making strata to shrink the searching space of the record pairs and search the true matched pairs more efficiently. We applied these techniques to a commercial company data and the official economic census microdata. The results showed that our method performs better than the nearest neighbor method in terms of true match rate.

## Key Words

Statistical matching, multinomial logit model, weighted distance function, principal component analysis

---

<sup>\*</sup> Statistics Bureau of Japan, The Graduate University for Advanced Studies

<sup>\*\*</sup> The Institute of Statistical Mathematics

# 介護事業所へのアクセシビリティが介護サービスの地域差に与える影響

— 北海道の市町村を事例に —

大澤理沙\*

## 要旨

本研究の目的は、北海道の市町村を事例に介護事業所へのアクセシビリティが介護サービスの地域差に与える影響を明らかにすることである。これまでの研究においては介護事業所への地理的なアクセスが介護サービスの利用に影響することが示唆されてきたものの、直接的にアクセシビリティを計測したうえで介護サービスの利用との関係を明らかにしたものはなかった。そこで本研究では、まず地理情報システム（GIS：Geographic Information System）を用いて高齢者人口の居住地から最寄りの介護事業所までの距離を測定したうえで、市町村別の平均値を算出し、次に算出した市町村別の平均距離を説明変数、介護サービスの給付件数を被説明変数とする重回帰分析を行った。分析の結果、介護サービスによる違いはあるが、介護事業所へのアクセシビリティが高い地域ほど介護サービスの利用は多く、反対にアクセシビリティが低い地域ほど介護サービスの利用は少なくなるという関係があることが示された。

## キーワード

介護サービス、アクセシビリティ、GIS、地域差、市町村

### 1. はじめに

本研究の目的は、介護事業所へのアクセシビリティが介護サービスの地域差に与える影響を明らかにすることである。

医療・福祉サービスの利用や支出、健康状態の分布は空間的に一様ではなく、地域間に差があることが知られている（Skinner, 2011）。日本の介護サービスもまた例外ではなく、1人当たり介護給付費や介護保険料、要介護認定率などに地域差があることが報告されてい

る。このような地域差が生じる要因として、人口の年齢構成、住民の生活習慣、健康に対する意識、所得や家族構成などの分布が地域によって異なっているという需要側の要因や、サービス提供体制、財政状況など供給側の要因があることが実証的に明らかにされている（中村, 2006；清水谷・稲倉, 2006；栗盛・渡部他, 2009；近藤・芦田他, 2012）。

2000年に創設された介護保険制度は市町村を保険者とした制度であり、制度導入時よりサービス提供の地域差に関心が集まってきた。また2005年の制度改正以降、介護サービスの実施における保険者の裁量が拡大するとともに、「重度な要介護状態となっても住み

\* 正会員、釧路公立大学経済学部  
北海道釧路市芦野4丁目1番1号  
e-mail: rosawa@kushiro-pu.ac.jp

慣れた地域で自分らしい暮らしを人生の最後まで続けることができるよう、住まい・医療・介護・予防・生活支援が一体的に提供される地域包括ケアシステム」(地域包括ケア研究会2010)を地域の特性・実情に応じて構築していくことが保険者に求められていることもあり、介護サービスにおける地域差は一層拡大していくと考えられている。

このようなことを背景に、地域の特性を踏まえて介護サービスの提供体制の整備状況を捉えようとする研究が近年増えてきている。杉井(2015)では、「平成23年社会生活基本調査」の個票データに基づいて、過疎地域においてはそうでない地域に比べて介護サービスの利用が少ないことを示し、「過疎地域では、日常生活支援が必要な高齢者に適切な介護サービスが提供されているかを検証する必要がある」と述べている。また、鈴木(2015)では、中山間地域において地域を基盤に支援を行っている専門職に対する面接調査から、中山間地域に居住する要介護高齢者の困りごととして、介護保険サービスの不足や往診可能な医師の不在を挙げている。田口・吉澤他(2016)では、高知県安芸保健医療圏を対象地域としたアンケート調査をもとに、訪問看護事業所のない地域にも訪問看護ニーズが存在することが示されている。上記の研究は、介護サービスの利用者にとって介護事業所が近くにないことが介護サービスの利用を抑制しうる可能性を示唆している。

一方、介護サービスへのアクセスコストの減少が介護サービスの利用を促しているとする研究もある。湯田(2005)では、都道府県別のデータを用いて介護事業所の密度が高いところほどアクセスコストが低下しサービスの利用が多くなっていることを、通所系サービス、短期入所生活介護、施設サービスにおいて実証的に明らかにしている。

このように介護事業所への地理的なアクセスと介護サービスの利用に関するこれまでの

研究では、介護サービスの利用者が介護事業所に地理的にアクセスしやすくなると介護サービスの利用が増加し、反対に地理的にアクセスしにくくなると介護サービスの利用が減少するという関係が指摘されてきた。しかし、これらの研究では介護サービスの利用者 と介護事業所との地理的なアクセスが直接的に把握されていないという課題があった。そこで本研究では地理情報システム(GIS: Geographic Information System)を用いて介護サービスの利用者 と介護事業所との地理的なアクセスを測定したうえで、介護事業所へのアクセシビリティが介護サービスの利用の地域差に与える影響を明らかにする。

## 2. 介護サービスのアクセシビリティに関する先行研究

近接性を意味するアクセシビリティは幅広い分野で使用されており様々な測定法がある。既往のアクセシビリティの概念や測度については、田中(2004)やHandy and Niemeier(1997)などで整理されている。ここでは、日本の介護サービスのアクセシビリティに関する先行研究を3つに分類したうえでそれらの内容を見ていく。

第1のグループは、アクセシビリティを介護事業所と介護サービスの利用者または潜在的な利用者としての高齢者人口との距離または移動時間として計測した研究である。北島・北澤他(2001)では、東京都八王子市内の通所介護事業所と同市内の基準地域メッシュの65歳以上人口のデータセットをもとに、各基準地域メッシュの中心点から各事業所までの道路網による最短ルートの距離を測定することで地理的アクセスを推計している。その結果、各基準地域メッシュから最寄りの通所介護事業所までの距離の平均値は1.99km(標準偏差1.75, 最大値9.21, 最小値0.03)となり、通所介護事業所の地理的アクセスにばらつきがあることが明らかにされた。また、井上・

竹末(2013)では、A市在住の要支援高齢者宅と訪問系サービス事業所・通所系サービス事業所との直線距離を算出し、サービス種別における平均距離を比較した結果、通所系サービス事業所に比べて訪問系サービス事業所のほうが710m遠い距離にあることが明らかにされた。高瀬・山田他(2016)では、過疎・山間地域にも訪問介護サービスの提供を行うケースが多いとされる社会福祉協議会が運営する訪問介護事業所の実態を把握するため、社会福祉協議会が運営する訪問介護事業所4箇所から提供されたデータをもとに、全ヘルパーの移動距離(道路ネットワーク距離)や移動時間を計測し、サービス提供圏を算出している。その結果、過疎・山間地域においてサービスを提供している訪問介護事業所では、市街地などでサービス提供を行っている訪問介護事業所に比べて移動距離が長く、移動コストが大きいことが示された。

第2のグループは、アクセシビリティを高齢者の居住地を中心に到達可能と考えられる一定範囲内にある介護事業所の数として求めた研究である。生田・山下(2005)では、全国の訪問介護事業所、訪問看護ステーションの位置情報と「平成12年国勢調査」による3次メッシュごとの高齢者人口データから、各メッシュの高齢者人口が何個のサービス提供圏内に含まれているのかをシミュレーションした。都道府県別集計から、高齢者宅から一定距離内にあるサービス拠点の数に地域差があることを明らかにしている。本研究が対象としている北海道について見ると、自宅から5km以内にサービス事業所がない高齢者が訪問介護事業所では10万人、訪問看護ステーションでは23万人いることが示されている。佐藤(2016)では埼玉県狭山市内の通所介護事業所について、「平成12年国勢調査」、「平成22年国勢調査」の境界データ及び町丁目の5歳階級の人口をもとに到達圏解析を行った結果、徒歩での到達圏では高齢者の行動範囲

である10分圏内(500m)で約3割の人口をカバーしていることが明らかにされた。

第3のグループは、介護事業所から一定範囲内をサービス提供圏とした場合のサービス提供圏の面積やそこに居住する高齢人口としてアクセシビリティを算出した研究である。高橋・小田切他(2006)では、山梨県甲府市を対象に、通所介護施設の各位置を母点としたボロノイ分割を行い、「カバー要介護者数」(施設面積按分法を用いたボロノイ領域に占める要介護者数)を試算している。分析の結果、カバー要介護者数は市の中心部と北西部において多いこと、当該2地域ではボロノイ領域の面積が大きく異なり、北西部では介護サービスの需要が大きいこと、さらに、1施設がサービスを提供すると想定される範囲も広範囲となっていることを明らかにしている。また、Takahashi and Ogihara(2009)では、埼玉県所沢市を対象に、通所介護施設の住所データ、町丁別地図、要介護・要支援認定者数等に関するデータセットをもとに各通所介護施設のカバー要介護者数を算出した結果、市内の北西部で少なく、市の中心部を含む南部で多くなるという地理的な偏りを指摘している。増山(2015)は、「平成22年国勢調査」の町丁目区分、年齢階級別人口、基本単位区の代表点位置をもとに、青森県弘前市における訪問介護及び通所介護サービスへのアクセシビリティを、2SFCA(two-step floating catchment area)法によって測定している。その結果、分析対象地域内のいくつかの場所において顕著にその値が低くアクセシビリティに欠ける場所があること、それらの場所が先行研究で用いられたアクセシビリティ指標が示すアクセシビリティに欠ける場所とは異なることが示されている。小黒・平方(2017)では、新潟市域内に所在する認知症対応型共同生活介護事業所の各位置を母点としたボロノイ分割を行い、各事業所の利用圏域ごとの75歳以上人口数の2010年、2030年と2050年の予測

データを算出することにより、認知症対応型共同生活介護事業所の過不足の状況を試算している。分析の結果、DID地区等の市街地エリアにおいては、現在でも施設の不足感が高いのに対し、郊外の農村エリアにおいては現状においてもどちらかと言うと施設がやや過剰気味であること、また将来においては、市街地エリアではますます施設の不足感が高まる一方、郊外の農村エリアにおいては過剰感がむしろ拡大することが明らかにされている。

これら3グループの研究では、それぞれの目的に応じたアクセシビリティ指標を用いて介護サービスの地域差が分析されている。第1グループ指標では、到達可能な介護事業所までの距離の最小値を得ることに関心があるのに対し、第2グループ指標では、到達可能な範囲をあらかじめ設定したうえでその中にある介護事業所数の最大値を得ることに主眼が置かれている。そして第3グループ指標では、介護事業所を地域内で公平に配置することが目的となっている。

そこで本研究では、すべての高齢者にとって到達可能な介護事業所があると仮定し、高齢者の居住地から最寄りの介護事業所までの距離によってアクセシビリティを計測し、介護サービスの利用との関係を分析する。

### 3. 分析の枠組み

#### 3.1 データ

本研究の分析で用いるデータは、総務省統計局「平成22年国勢調査」500mメッシュデータ及び市町村別データ、厚生労働省「平成22年度介護保険事業状況報告」保険者別データ、北海道保健福祉部「介護保険サービス事業所（平成22年9月30日現在）」データである。

分析対象は北海道内179市町村である。ただし、介護保険制度において広域連合を構成する27市町村<sup>1)</sup>を除外し、残された152の市町村について構築したデータセットを分析に用いた。

ここで、分析対象である北海道の市町村の特徴として次の3つを挙げることができる。1つ目は市町村間の人口のばらつきが大きいことである。総務省「平成27年国勢調査」によれば北海道の総人口は5,381,733人であり、市町村別の人口は最大の札幌市で1,952,356人、最小の音威子府村で832人と幅広く分布している。2つ目に市町村数が179と同一都道府県内の市町村数が最も多いことである。3つ目に人口密度が2.4人/haと全都道府県の中で最も低いことである。

#### 3.2 アクセシビリティの測定

介護事業所へのアクセシビリティについては以下の手順で測定した。まず、4次メッシュ（500mメッシュ）の境界データ及び「平成22年国勢調査」（500mメッシュ）の65歳以上人口データ<sup>2)</sup>、北海道保健福祉部「介護保険サービス事業所（平成22年9月30日現在）」（jSTAT MAPを用いて住所から座標データを入力）を用いて、各メッシュの中心地点から最も近いところに位置する介護事業所までの直線距離をArc GIS for Desktop10.3.1（以下、Arc GIS）を用いて計測した。次に、各メッシュの重心点から最寄りの介護事業所までの直線距離とそのメッシュに含まれる65歳以上人口を掛け合わせた値を市町村ごとに合計することで市町村別の介護事業所までの平均距離を算出した。詳しい作業内容は付録に示している。なお対象介護事業所は、在宅系サービス（訪問介護、訪問看護、通所介護、通所リハビリテーション、短期入所生活介護）、居住系サービス（特定施設入居者生活介護、認知症対応型共同生活介護）、施設サービス（介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設）の計10種類のサービス単一あるいは複合して提供する事業所とした。

### 3.3 推定モデル及び使用変数

介護事業所へのアクセシビリティが介護サービスの利用に与える影響を明らかにするために、第1号被保険者1人当たり予防給付・介護給付件数(対数値)を被説明変数、平均距離、人口構成、所得や世帯構成などの市町村の属性を説明変数とした重回帰分析を行った。分析にはStatal3を用いた。

以下の(1)式を介護給付の種類別、介護サービスの種類別に推定する。

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで*i*は市町村、*Y*は第1号被保険者1人当たり予防給付・介護給付件数(対数値)、*X*は最寄りの介護事業所までの平均距離(km)、*Z*は市町村の属性を表すコントロール変数、 $\varepsilon_i$ は誤差項を表している。(1)式より介護事業所へのアクセシビリティが介護サービスの利用に与える影響が平均距離の係数である $\beta$ に表れることになる。ゆえに、平均距離が近いほど(介護事業所へのアクセシビリティが高いほど)介護サービスの利用が多いのであれば、 $\beta$ は負で統計的に有意な値が推計されることが予想される。推定方法は最小二乗法で、不均一分散に対応するためロバストな推定を行った。

#### (1) 被説明変数：*Y*

第1号被保険者1人当たり予防給付・介護給付件数(対数値)は、厚生労働省「平成22年度介護保険事業状況報告」における保険者別の予防給付・介護給付件数を第1号被保険者数で除した値の対数値をとったものである。なおこの件数については、予防給付と介護給付の合計である全体、予防給付と介護給付をそれぞれ単独で用いた3つの値を分析に使用した。ここで介護サービスの利用を件数で測る理由は、介護サービスごとの単位や金額、同一人物による複数回利用の影響を取り除くためである。

#### (2) 平均距離：*X*

3.2の手順で算出した65歳以上人口の居住地から最寄りの介護事業所までの直線距離の市町村別の平均値(km)を用いた。

#### (3) コントロール変数：*Z*

介護サービスの利用に関する先行研究を踏まえて、年齢構成要因、所得要因、家族介護要因を統制するため以下の変数を用いた。

##### (a) 後期高齢者割合(%)

この変数は、総務省統計局「平成22年国勢調査」における各市町村の75歳以上人口を65歳以上人口で除した値で、65歳以上人口に占める75歳以上人口の割合を表す。これは加齢とともに健康状態が悪化することから、75歳以上人口の割合が高い地域ほど介護サービスの利用が多くなるという影響を制御するためである。

##### (b) 高所得者割合(%)

この変数は、厚生労働省「平成22年度介護保険事業状況報告」における保険者別の所得段階第6段階以上に該当する第1号被保険者数を第1号被保険者数で除して得た値である。これは介護サービスの利用には費用を伴うため、所得が高い者の割合が高い地域ほど介護サービスの利用が多くなるという影響を制御するため導入したものである。ここで、所得段階第6段階以上に該当するのは本人が市町村民税課税の場合であり、基準額以上の金額を介護保険料として支払っていることから、高所得者の割合を表す変数と言える。

##### (c) 単身者世帯割合(%)

この変数は、総務省統計局「平成22年国勢調査」における各市町村の高齢単身世帯数を65歳以上の世帯員のいる核家族世帯数で除した値で、65歳以上の世帯員のいる核家族世帯数に占める65歳以上の単身世帯の割合を示す。これは、家庭内に介護者がいる世帯が多い地域ほど介護サービスの利用が多くなるという影響を制御するためである。

#### 4. 推定結果

表1には記述統計量が示されている。第1号被保険者千人当たり予防給付・介護給付件数<sup>3)</sup>の平均値を見ると、最も大きいのが通所介護であり次いで訪問介護、介護老人福祉施設となっている。最小値を見ると、いくつかの介護サービスでゼロとなっているものがあり、市町村によっては利用者のいないサービスがあることがわかる。また介護事業所と65歳以上人口との平均距離を見ると、通所介護で平均値、最小値、最大値がそれぞれ最も小さい値となっており、それが最もアクセシビリティの高いサービスであることがわかる。次に小さい値を示しているのが訪問介護、介護老人福祉施設の順となっており、平均距離

の値が小さいサービスにおいて第1号被保険者千人当たり予防給付・介護給付件数の値が大きいことがわかる。

表2、表3には市町村別の第1号被保険者1人当たり予防給付・介護給付件数(対数値)を被説明変数とする重回帰分析によって得られた推定結果が介護サービスごとに示されている。推定は予防給付と介護給付を合わせた全体と、予防給付単独と介護給付単独の3つについて介護サービスの種類別に行った。

推計結果から平均距離の偏回帰係数はおおむね負の値が得られていることが読み取れる。以下で介護給付の種類別、介護サービスの種類別に詳細に見ていく。

まず、予防給付と介護給付との合計である

表1 記述統計量

被説明変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Y: 訪問介護	376.6	154.7	87.1	879.3
訪問看護	80.2	58.9	0.0	289.9
通所介護	512.7	156.5	5.0	1003.3
通所リハビリテーション	120.6	121.9	0.0	575.9
短期入所生活介護	89.6	50.6	0.0	294.8
特定施設入居者生活介護	48.1	43.3	0.0	227.7
認知症対応型共同生活介護	81.7	52.8	0.0	252.1
介護老人福祉施設	315.6	155.6	37.5	932.7
介護老人保健施設	122.9	93.5	0.0	616.2
介護療養型医療施設	36.6	57.1	0.0	510.4
X: 訪問介護	2.9	2.8	0.5	25.2
訪問看護	12.5	12.3	1.0	54.8
通所介護	2.9	2.5	0.5	19.4
通所リハビリテーション	24.9	20.6	1.0	109.9
短期入所生活介護	4.2	4.3	1.0	39.4
特定施設入居者生活介護	21.5	20.3	1.0	87.7
認知症対応型共同生活介護	7.6	10.2	0.6	50.6
介護老人福祉施設	4.3	4.3	1.1	39.4
介護老人保健施設	15.3	15.6	1.4	64.6
介護療養型医療施設	20.8	18.3	1.4	104.3
Z: 後期高齢者割合	52.9	3.6	40.6	63.1
高所得者割合	8.8	4.4	3.2	32.0
単身者世帯割合	51.7	8.7	32.4	75.9

注) 変数Yは第1号被保険者千人当たり件数。変数Xは65歳以上人口と事業所との平均距離(km)。変数Zの単位は%。サンプル数は152。

表2 予防給付・介護給付件数の推定結果(在宅系サービス)

		全体		予防給付		介護給付	
訪問介護	平均距離	-0.008	(0.007)	-0.014	(0.020)	-0.011	(0.016)
	後期高齢者割合	-0.033***	(0.009)	-0.039***	(0.014)	-0.029**	(0.013)
	高所得者割合	0.013**	(0.006)	0.006	(0.007)	0.019**	(0.008)
	単身者世帯割合	0.016***	(0.004)	0.019***	(0.005)	0.014***	(0.005)
	定数項	-0.205	(0.499)	-1.162	(0.733)	-0.850	(0.691)
	観測数	152		152		152	
	F値	10.22***		6.16***		5.28***	
	R-squared	0.19		0.16		0.12	
訪問看護	平均距離	-0.028***	(0.009)	-0.003	(0.012)	-0.027***	(0.009)
	後期高齢者割合	-0.019	(0.028)	-0.017	(0.033)	-0.020	(0.027)
	高所得者割合	0.007	(0.016)	0.000	(0.019)	0.012	(0.015)
	単身者世帯割合	-0.009	(0.011)	0.000	(0.009)	-0.007	(0.012)
	定数項	-1.101	(1.682)	-3.631	(1.759)	-1.325	(1.601)
	観測数	145		119		144	
	F値	3.79***		0.23		4.38***	
	R-squared	0.15		0.01		0.15	
通所介護	平均距離	-0.067	(0.047)	-0.031*	(0.017)	-0.056	(0.044)
	後期高齢者割合	0.021**	(0.008)	0.027**	(0.013)	0.015	(0.009)
	高所得者割合	-0.002	(0.007)	0.005	(0.008)	-0.002	(0.007)
	単身者世帯割合	-0.001	(0.004)	-0.003	(0.005)	0.000	(0.004)
	定数項	-1.611***	(0.426)	-3.069***	(0.682)	-1.747***	(0.479)
	観測数	152		151		152	
	F値	1.92		1.55		0.91	
	R-squared	0.11		0.05		0.08	
通所リハビリテーション	平均距離	-0.022***	(0.007)	-0.018***	(0.006)	-0.020***	(0.007)
	後期高齢者割合	-0.083**	(0.039)	0.018	(0.035)	-0.065*	(0.039)
	高所得者割合	0.027	(0.025)	0.034*	(0.020)	0.042**	(0.020)
	単身者世帯割合	0.013	(0.014)	0.004	(0.011)	0.014	(0.014)
	定数項	1.226	(2.197)	-4.498**	(1.980)	-0.185	(2.088)
	観測数	135		106		135	
	F値	7.07***		4.01***		9.76***	
	R-squared	0.19		0.15		0.18	
短期入所生活介護	平均距離	-0.035*	(0.018)	-0.022	(0.013)	-0.036*	(0.019)
	後期高齢者割合	0.021	(0.015)	0.107***	(0.028)	0.016	(0.016)
	高所得者割合	-0.009	(0.009)	0.004	(0.023)	-0.009	(0.009)
	単身者世帯割合	-0.002	(0.006)	-0.017	(0.012)	-0.001	(0.006)
	定数項	-3.349***	(0.833)	-10.379***	(1.682)	-3.168***	(0.870)
	観測数	151		132		151	
	F値	0.07*		5.67***		1.89	
	R-squared	0.09		0.12		0.09	

注) \*\*\*, \*\*, \* は係数がそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意なことを示す。括弧内はロバスト標準誤差。

表3 予防給付・介護件数の推定結果（居住系サービス・施設サービス）

		全体		予防給付		介護給付	
特定施設 入居者生 活介護	平均距離	-0.020***	(0.004)	-0.019***	(0.007)	-0.019***	(0.004)
	後期高齢者割合	-0.041*	(0.021)	0.012	(0.030)	-0.048**	(0.021)
	高所得者割合	-0.009	(0.015)	0.002	(0.025)	-0.012	(0.016)
	単身者世帯割合	0.005	(0.007)	0.000	(0.009)	0.007	(0.008)
	定数項	-0.881	(1.234)	-5.119***	(1.729)	-0.809	(1.278)
	観測数	141		108		139	
	F値	13.46*		2.08*		10.61***	
	R-squared	0.23		0.10		0.22	
認知症対 応型共同 生活介護	平均距離	-0.055***	(0.007)	0.114	(0.081)	-0.055***	(0.007)
	後期高齢者割合	0.002	(0.014)	0.050	(0.046)	0.003	(0.014)
	高所得者割合	0.010	(0.010)	-0.039	(0.027)	0.011	(0.010)
	単身者世帯割合	-0.005	(0.005)	-0.021	(0.017)	-0.005	(0.005)
	定数項	-2.185***	(0.764)	-8.189***	(2.223)	-2.225***	(0.759)
	観測数	136		42		136	
	F値	21.24***		2.55*		21.09***	
	R-squared	0.50		0.22		0.50	
介護老人 福祉施設	平均距離	0.025*	(0.014)			-0.025*	(0.014)
	後期高齢者割合	0.081***	(0.014)			0.081***	(0.014)
	高所得者割合	-0.004	(0.008)			-0.004	(0.008)
	単身者世帯割合	0.003	(0.004)			0.003	(0.004)
	定数項	-5.584***	(0.787)			-5.584***	(0.787)
	観測数	152				152	
	F値	15.69***				15.69***	
	R-squared	0.36				0.36	
介護老人 保健施設	平均距離	-0.042***	(0.006)			-0.042***	(0.006)
	後期高齢者割合	0.012	(0.018)			0.012	(0.018)
	高所得者割合	0.001	(0.011)			0.001	(0.011)
	単身者世帯割合	0.016**	(0.006)			0.016**	(0.006)
	定数項	-3.222***	(0.953)			-3.222***	(0.953)
	観測数	147				147	
	F値	14.52***				14.52***	
	R-squared	0.47				0.47	
介護療養 型医療施 設	平均距離	-0.044***	(0.006)			-0.044***	(0.006)
	後期高齢者割合	0.023	(0.026)			0.023	(0.026)
	高所得者割合	-0.008	(0.017)			-0.008	(0.017)
	単身者世帯割合	0.025***	(0.008)			0.025***	(0.008)
	定数項	-5.403***	(1.547)			-5.403***	(1.547)
	観測数	135				135	
	F値	14.19***				14.19***	
	R-squared	0.38				0.38	

注) \*\*\*, \*\*, \* は係数がそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意なことを示す。括弧内はロバスト標準誤差。

全体を被説明変数としたモデルで平均距離が統計的に有意な説明変数となったのは、訪問看護の0.028、通所リハビリテーションの0.022、短期入所生活介護の0.035、特定施設入居者生活介護の0.020、認知症対応型共同生活介護の0.055、介護老人福祉施設の0.025、介護老人保健施設の0.042、介護療養型医療施設の0.044であり、その他の介護サービスについては統計的に有意な値は得られなかった。

次に予防給付では、通所介護の0.031（ただしF値は有意ではない）、通所リハビリテーションの0.018、特定施設入居者生活介護の0.019となった。

最後に、介護給付では、訪問看護の0.027、通所リハビリテーションの0.020、短期入所生活介護の0.036、特定施設入居者生活介護の0.019、認知症対応型共同生活介護の0.055となった。なお、施設サービスは介護給付のみであり全体と同じ値を掲載している。

ここで、平均距離の偏回帰係数が負で統計的に有意な値が得られたことは介護事業所への平均距離が遠くなると介護サービスの利用が減少することを表しており、例えば訪問看護（全体）であれば平均距離が1km遠くなると、訪問看護サービスの利用が2.8%減少することを意味している。平均距離の偏回帰係数の値を比較すると、いずれのサービスにおいても予防給付の推定結果よりも介護給付の推定結果の方が大きな値をとっている。介護サービス別では最も大きな値が推定されたのは、認知症対応型共同生活、次が介護療養型医療施設、その次が介護老人保健施設であった。

## 5. 考察

推計の結果は介護事業所へのアクセシビリティが高いほど介護サービスの利用は多いという仮説を支持するものであった。以下にその論拠を述べる。

一部例外はあるものの、介護事業所へのアクセシビリティを表す平均距離の偏回帰係数は統計的に有意に負の値が推計されており、介護事業所へのアクセシビリティが高いほど介護サービスの利用は多く、反対にアクセシビリティが低いほど介護サービスの利用は少なくなるという関係にあることが示された。

介護給付の種類別に見ていくと、予防給付に比べ介護給付で統計的に有意な値が推定されていることや、平均距離の偏回帰係数が予防給付よりも介護給付で大きな値が推定されていることから、より介護需要の高い要介護者向けの介護サービスの利用において、介護事業所へのアクセシビリティの影響が大きいことがわかる。以下では介護給付について見ていく。

介護サービス別に見ていくと、訪問介護では平均距離のパラメータとして負の値が推計されたもののいずれのモデルでも統計的に有意な値ではなかった。この背景には、訪問介護サービスの利用者が近くにある事業所のサービスを利用するという状況と、事業所が遠くであってもそのサービスを利用するという状況があり、両方の影響が混在することでこのような結果になったと考えられる。そもそも訪問介護サービスは在宅介護サービスの根幹をなすサービスであることから、アクセシビリティの低い地域においてもサービスの提供が行われる傾向がある。また、高瀬・山田他(2016)では、過疎・山間地域など移動コストが高い介護提供困難地域では社会福祉協議会が運営する訪問介護事業所がサービス提供の役割を担っていると報告している。

通所介護では予防給付のみで統計的に有意な値が推定されているものの（ただしF値は有意ではない）、全体及び介護給付では統計的に有意な値は推定されなかった。この点については、通所介護サービスでは供給者誘発需要が起きているという指摘もあり（湯田, 2005）、距離よりもむしろ一定範囲内の事業

所数や事業者密度を考慮する方が適当である可能性がある。一方、同じ通所系のサービスでも通所リハビリテーションはいずれのモデルでも統計的に有意な値が推定された。この結果は、自治体内で新たに通所リハビリテーションサービスが提供されたことによって自治体内の介護給付費が増加したとする両角・鈴木他(2012)による分析結果とも整合的なものである。

特定施設入居者生活介護はすべてのモデルにおいて統計的に有意な値が推定された。このことは、高齢者の居住地の近くや人口密度の高いところに介護付有料老人ホーム、養護老人ホーム、軽費老人ホーム、サービス付き高齢者向け住宅などの特定施設が立地する傾向を反映したものと考えられる。また、このことは同じ居住系のサービスである認知症共同生活介護にも妥当する。

施設サービスでは、すべてのサービスにおいて統計的に有意な値が推計されている。待機者の存在が報告されていることからわかるように、施設サービスでは施設数あるいは収容能力が施設サービスの利用を決定している状況にある。加えて、施設サービスを利用する場合には地域内の利用者が優先される傾向にある。このことは、施設サービスへのアクセシビリティが高いことそのものが介護サービスの利用を高めているというよりも、地域内の施設数が増えることによって平均距離が小さくなり、施設サービスの利用を高めているように思われる。また、平均距離の係数が介護老人福祉施設に比べ介護老人保健施設と介護療養型医療施設で大きな値が推定されているのは、介護老人福祉施設が人口の集中していない比較的地価の低いところに立地する傾向があることや住所地利権による地域外の利用者によるサービス利用が背景にあるものと考えられる。

## 6. まとめ

本研究ではGISを用いて介護事業所へのアクセシビリティを測定し、アクセシビリティが介護サービスの利用の地域差に与える影響を分析した。分析の結果、一部例外はあるものの、介護事業所へのアクセシビリティが高い地域ほど介護サービスの利用は多く、反対にアクセシビリティが低い地域ほど介護サービスの利用は少なくなるという関係があることが示された。

ただし、今回の分析には3つの限界がある。第1に、アクセシビリティの測定法についてである。本研究ではアクセシビリティ指標として介護事業所と高齢者人口との直線距離を用いたが、道路情報データ等に基づく移動距離や移動時間であれば、より現実に即して地理的アクセスを把握することが可能になる。また、増山(2015)でも指摘されているように、介護事業所の定員などの収容能力を考慮した指標を用いることで、実際に利用可能な介護事業所とのアクセシビリティを捉えることができる。第2に、介護サービスの利用者についてである。本研究では潜在的な介護サービスの利用者として介護保険制度の第1号被保険者である65歳以上人口を用いたが、これらは必ずしも介護サービスの利用者とは一致しない。すでに介護サービスを利用している者あるいは、今後介護サービスを利用したいと考えている者など、介護サービス需要あるいは介護サービスニーズを持つ者を対象とした分析についても行っていく必要がある。第3は、アクセシビリティの内生性についてである。多くの介護サービスにおいて介護事業者の参入は自由であり、介護事業者は地域のサービス需要を予測したうえでサービスの提供を行っていると考えられる。その場合、むしろ地域の人口規模や人口構成、所得水準や家族形態によって介護事業所へのアクセシビリティが決定されている可能性があることから、内生性の側面を考慮したモデルを構築

する必要がある。以上の3点については今後の課題としたい。

### 付録：アクセシビリティの計測方法

介護事業所へのアクセシビリティは以下の手順で測定した。

- ① **【境界データの入手】**「政府統計の総合窓口 (e-Stat)」(<https://www.e-stat.go.jp/>)—「地図で見る統計 (統計GIS)」—「境界データダウンロード」—「4次メッシュ (500mメッシュ)」から、分析対象である北海道を含む500mメッシュの境界データをダウンロードした。ダウンロードしたデータのメッシュコードはM6239, M6240, M6241, M6243, M6339, M6340, M6341, M6342, M6343, M6439, M6440, M6441, M6442, M6443, M6444, M6445, M6540, M6541, M6542, M6543, M6544, M6545, M6641, M6642, M6643, M6644, M6645, M6741, M6742, M6840, M6841, M6842である。
- ② **【人口データの入手】**「政府統計の総合窓口 (e-Stat)」—「地図で見る統計 (統計GIS)」—「統計データダウンロード」—「国勢調査」 「2010年」 「4次メッシュ (500mメッシュ)」 「男女別人口総数及び世帯総数」から、分析対象である北海道を含む500mメッシュの統計データをダウンロードした。これらのメッシュコードは①と同様である。
- ③ **【介護事業所データへの位置情報の付与】**「政府統計の総合窓口 (e-Stat)」—「地図で見る統計 (統計GIS)」—「地図で見る統計 (jSTAT MAP)」—「統計地図作成」 (図1-a) —「ジオコーディング」 (図1-b) において、北海道保健福祉部「介護保険サービス事業所 (平成22年9月30日現在)」をもとに作成した「介護サービス施設・事業所.csv」をアップロードし (図1-c), 住所名リストから自動的に緯度経度を付与する (図1-d)。「介護サービス施設・事業所.csv」のK列とL列にそれぞれ緯度経度が入力されている (図1-e)。
- ④ **【境界データの地図化】**Arc GISを用いて①の境界データを地図化した。北海道市町村地図を追加し (図1-f), 両者が重なる部分のみを抽出した。データの個数 (メッシュの数) は339,029となった。
- ⑤ **【境界データと人口データの結合】**Arc GISを用いて④の境界データに②の人口データをメッシュコードをキー項目として結合させた。なお、65歳以上人口が1以上のデータは22,771だった。
- ⑥ **【介護事業所分布の視覚化】**Arc GISを用いて③のデータから介護事業所の分布図を作成した (図1-g)。図中の星印が介護事業所を表している。
- ⑦ **【距離の計測】**各メッシュの重心点から最寄りの介護事業所までの直線距離を計測した (図1-h)。図中の丸印が重心点, 星印が介護事業所を表している。
- ⑧ **【市町村別平均距離の算出】**空間的な位置関係をもとに各メッシュに市町村コードを付与した。⑦で得られたメッシュごとの直線距離とそのメッシュに含まれる65歳以上人口を掛け合わせた値を市町村ごとに合計し, その値を同市町村の65歳以上人口で割ることで市町村別の介護事業所までの平均距離を算出した。ただし, 1つのメッシュが複数の市町村にまたがっている場合には最も面積の広い市町村のコードが付与されており, 実際の市町村区分と一致しない部分がある。

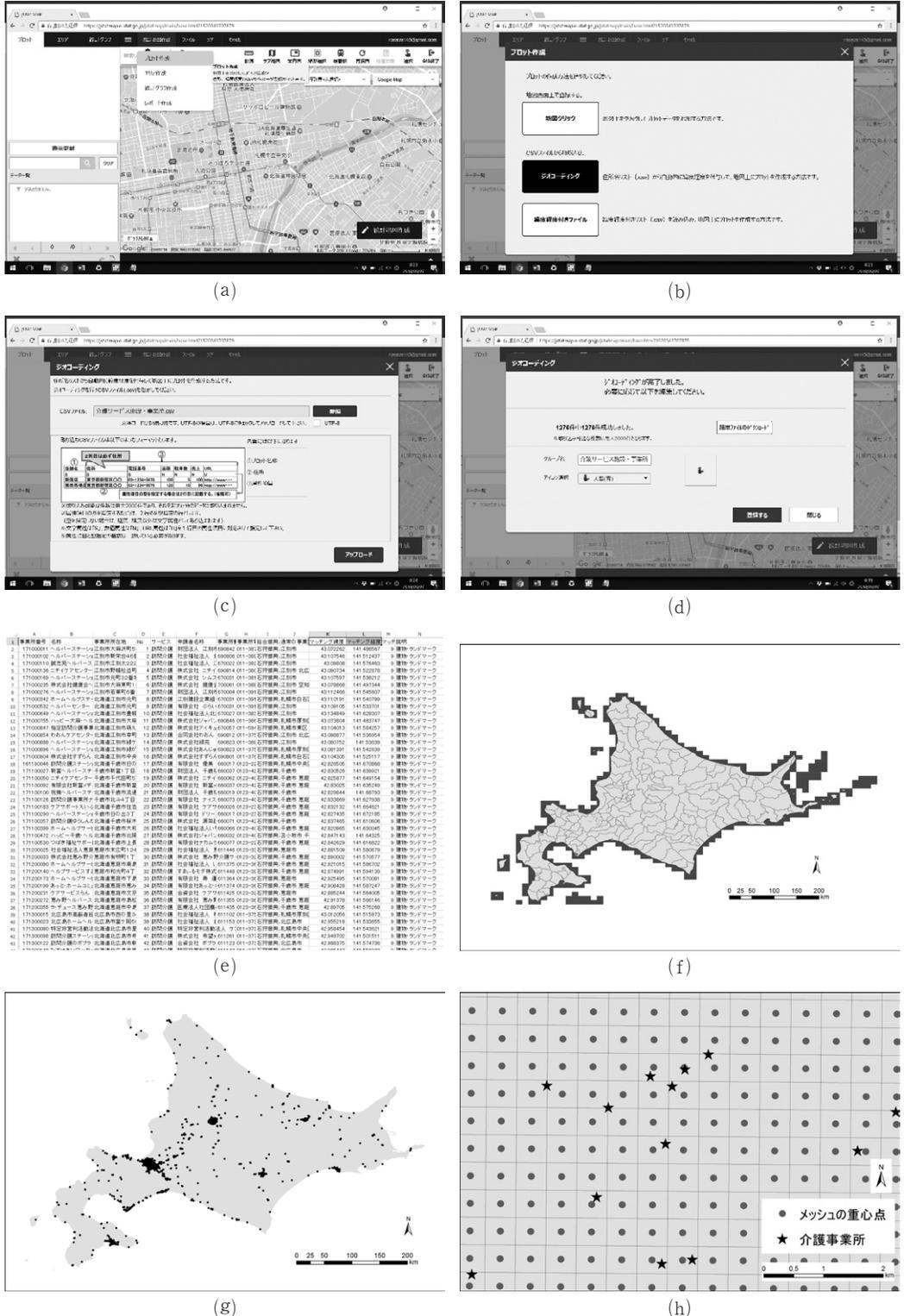


図1 アクセシビリティの計測

## 謝辞

本研究はJSPS科研費17K13876の助成を受けたものである。

## 注

- 1) 広域連合とそれらを構成する市町村は次のとおりである。日高中部広域連合(新冠町, 新ひだか町), 空知中部広域連合(歌志内市, 奈井江町, 上砂川町, 浦白町, 新十津川町, 雨竜町), 後志広域連合(島牧村, 黒松内町, 蘭越町, ニセコ町, 真狩村, 留寿都村, 喜茂別村, 京極町, 倶知安町, 共和町, 泊村, 神恵内村, 積丹町, 古平町, 仁木町, 赤井川村町), 大雪地区広域連合(東川町, 美瑛町, 東神楽)。
- 2) ここでは介護保険制度の第1号被保険者である65歳以上人口を潜在的な介護サービスの利用者と捉えて分析を行う。
- 3) 推定においては第1号被保険者1人当たり予防給付・介護給付件数(対数値)を用いているがここでは、値の解釈を容易にするため第1号被保険者千人当たり予防給付・介護給付件数を示している。

## 参考文献

- 生田京子・山下哲郎(2005)「訪問介護, 訪問看護の拠点配置とサービス提供圏に関する研究」『病院管理』42(2), pp.191-202.
- 井上高博・竹末加奈・増田容子・山口善子(2013)「A市在住の要支援高齢者宅と訪問系サービス事業所・通所系サービス事業所との距離分析」『活水論文集. 看護学部編』1, pp.33-39.
- 小黒一正・平方啓介(2017)「人口減少・超高齢化下での介護施設の配置のあり方及びGIS(地理情報システム)の活用に関する一考: 新潟市を事例に」『フィナンシャル・レビュー』131号, pp.49-70.
- 北島勉・北澤健文・曹光仁・野山修(2005)「地理情報システムを用いた通所介護施設への地域高齢者の地理的アクセス推計の試み」『日本公衆衛生雑誌』48(8), pp.613-619.
- 栗盛須雅子・渡部月子・高燕他(2009)「都道府県別要介護認定割合の較差と関連する要因の総合解析」『厚生指標』56(4), pp.22-28.
- 厚生労働省「平成22年度介護保険事業状況報告」
- 近藤克則・芦田登代・平井寛他(2012)「高齢者における所得・教育年数別の死亡・要介護認定率とその性差: AGESプロジェクト縦断研究」『医療と社会』22(1), pp.19-30.
- 佐藤浩志(2016)「GISを用いた通所介護施設の空間的な分析: 埼玉県狭山市を事例として」『西武文理大学サービス経営学部研究紀要』28, pp.77-87.
- 清水谷論・稲倉典子(2006)「公的介護保険制度の運用と保険者財政: 市町村レベルデータによる検証」『会計検査研究』34, pp.83-95.
- 杉井たつ子(2015)「過疎地域に居住する高齢者の介護サービス利用に関する分析」『厚生指標』62(12), pp.35-41.
- 鈴木裕介(2015)「中山間地域で暮らす要介護高齢者の医療福祉ニーズに関する研究: 地域を基盤として支援を行っている福祉専門職に対するインタビュー調査に基づいて」『社会福祉学』56(3), pp.58-73.
- 総務省統計局「平成22年度国勢調査」
- 高瀬敦・山田あすか・野原康弘・佐藤栄治(2016)「地方都市における訪問介護の効率的配置と運用に関する研究」『都市計画論文集』51(3), pp.901-908.
- 高橋美保子・小田切陽一・内田博之(2006)「地理情報システム(GIS)を使用した介護サービス施設の配置に関する検討: 甲府市の通所介護施設を事例として」『山梨県立大学看護学部紀要』8, pp.1-8.

- 田口敦子・吉澤彩・岩崎昭子・ほか (2016) 「人口の少ない地域における訪問看護ニーズの実態：訪問看護を利用できない地域に居住する要介護者の実態に焦点を当てて」『厚生指標』63(1), pp.7-15.
- 田中耕市 (2004) 「GISを援用した近接性研究の動向と課題」『地理学評論』77(14), pp.977-996.
- 地域包括ケア研究会 (2010) 「地域包括ケア研究会報告書」([http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/hukushi\\_kaigo/kaigo\\_koureisha/chiiki-houkatsu/dl/link1-5.pdf](http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/kaigo_koureisha/chiiki-houkatsu/dl/link1-5.pdf)).
- 中村秀恒 (2006) 「受療状況が要介護認定率の地域差に及ぼす影響」『厚生指標』53(5), pp.1-7.
- 増山篤 (2015) 「青森県弘前市における介護サービスへのアクセシビリティ計測の試み」『都市計画論文集』50(2), pp.210-220.
- 両角良子・鈴木亘・湯田道生・岩本康志 (2012) 「通所リハビリテーションの提供体制の整備が介護費に与える影響」『医療経済研究』24(2), pp. 128-142.
- 湯田道生 (2005) 「介護事業者密度が介護サービス需要に与える影響」『季刊社会保障研究』, 40(4), pp.373-385.
- Handy, S.L., and Niemeier, D.A. (1997), “Measuring accessibility: An exploration of issues and alternatives”, *Environment and Planning, A* 29, pp.1175-1194.
- Skinner, J. (2011), “Causes and Consequences of Regional Variations in Health Care”, Thomas, M., McGuire, G., and Barros, P. (eds.), *Handbook of Health Economics*, vol. 2, North Holland, Amsterdam, pp.45-93.
- Takahashi, K. and Ogihara, A. (2009), “Visualization of the relationship between the geographic distribution of day service facilities for the elderly and local elderly residents using a geographic information system”, *Bulletin of social medicine*, 26(2), pp.75-85.

# The Effect of Accessibility to Long-term Care Services on Regional Variations of Long-term Care Utilization : A Case Study of Municipalities in Hokkaido

Risa OSAWA\*

## Summary

The purpose of this study is to examine the effect of accessibility to long-term care services on regional variations of long-term care utilization using municipal-level data of Hokkaido. Although previous studies suggest that the accessibility to the facilities may affect the use of long-term care services, none has examined the quantitative relationships between geographical accessibility and their use.

Thus, the present author measured in this study the geographical distance from the residential area of the elderly population to the nearest long-term care service facilities by GIS (Geographic Information System) and calculated the mean distance for each municipality. A multiple regression analysis was conducted in which the number of benefits of long-term care service was set as a dependent variable, whereas the calculated mean distance by municipality were set as independent variables.

There are some differences among the types of services, however, the analysis revealed that the higher the accessibility to long-term care services, the higher the use of long-term care services is and the less accessibility to long-term care services, the less use of long-term care services.

## Key Words

Long-term care services, Accessibility, GIS, Regional Variations, Municipalities

---

\* Kushiro Public University of Economics

## 費用基準と生産性基準

### — 世界産業連関データベースを用いた実証研究 —

橋本貴彦\*

#### 要旨

本稿では、置塩信雄氏の研究に基づき、技術変化を分類する生産性基準と費用基準を用いて、国際分業が進む現実社会における技術変化の特徴を検証した。今回の計測及び分析では、国際分業の進展と技術進歩に着目するため世界産業連関データベース（World Input Output Database）を用い、1995年から2007年までを対象とした。計測の結果、費用基準を充たし、生産性基準を充たさない技術変化を遂げた産業が1400産業中124産業ほど存在することを確かめた。この技術変化のうち、直接労働を減少させ、間接労働、特に海外中間財に関する間接労働を増大させる技術変化であったものが86産業ほどあった。このような技術変化が生じる理由の一つとして、輸入中間財の価格を受入国の貨幣賃金率で除したものが、輸入中間財の投下労働量を下回ることであることを実証面から確かめることができた。

#### キーワード

技術変化、世界産業連関表、生産性基準、費用基準

#### 1. はじめに

資本制社会の持続性を保つための技術進歩の条件は、ハロッド中立的な技術進歩でなければならないことが知られている。このハロッド中立的技術進歩とは、「利子率が恒常なとき、資本係数の値を攪乱しないことをもって中立的進歩と定義」<sup>1)</sup>できる技術進歩のタイプである。果たして現実の経済において技術進歩はどのタイプのもので、さらにどのような要因で生じているのであろうか。1970年から1998年までを計測期間とする日本の産業連関データである Japan Industrial Productivity Database 2003 を用いた検証によ

れば、日本の産業の技術変化のタイプはハロッド中立的な技術進歩であるという研究がある（萩原（2003））。他方で、国際分業を考慮に入れた場合には、一国の中間財に関する投入・産出関係を分析するだけでは不十分であることが予想できる。事実、近年、中間財に占める輸入品の割合が急激に増大し、経済活動に大きな影響を及ぼしていると指摘する研究がある（エスカット・猪俣共編著（2011）<sup>2)</sup>）。

そこで、本稿の目的は、近年進展する国際分業を考慮に入れた場合における技術進歩のタイプの検証を行うこととする。対象国は World Input Output Database（以下では WIOD という略称を使う）の 40 カ国及び 35 産業である。具体的には、置塩（1960）及び Okishio（1961）で紹介された「生産性基準」と「費用基準」という尺度を用いて検討する。ここで

\* 正会員、立命館大学経済学部  
滋賀県草津市野路東1-1-1  
e-mail : tht27008@fc.ritsumei.ac.jp

「生産性基準」とはある生産物 1 単位を生産するために直接・間接に投入される労働量によって投入係数を評価したものであり、「費用基準」とは産出価格と貨幣賃金率の比によって投入係数を評価したものである。

## 2. モデル

### 2.1 単位費用モデルと投下労働量モデル

本節では、置塩(1960)とOkishio(1961)を参考に、技術変化に関する経済的な評価を行う。そのために、以下では国際分業を考慮し、中間財を組み込んだ場合の価格モデルと投下労働量に関する式を定義する。中谷(1994)によって世界価値と利潤の発生条件に関わる数式は以下のように定式化されている。

いま、世界に  $n$  国が存在し、それぞれの国で  $m$  個の財を生産しているとする。そのとき、第  $s$  国の第  $j$  部門 1 物量単位を生産するために世界全体で直接・間接に投下しなければならない労働量  $t_j^s$  は次式から決まる。

$$t_j^s = \sum_k \sum_i t_i^k a_{ij}^{ks} + \tau_j^s \quad (1)$$

$(j=1, 2, \dots, m, s=1, 2, \dots, n)$

記号

$a_{ij}^{ks}$  : 第  $s$  国の第  $j$  部門を 1 物量単位生産するために投入される第  $k$  国の第  $i$  部門生産物の量。

$\tau_j^s$  : 第  $s$  国の第  $j$  部門生産物を 1 物量単位生産するために投入される直接的な労働量。

次に、各国で利潤が存在するための条件は以下ようになる。ここでは、各国の名目賃金率には国ごとで大きな差異があることを前提とする。

$$P_j^s > \sum_k \sum_i P_i^k a_{ij}^{ks} + W^s \tau_j^s \quad (2)$$

$(j=1, 2, \dots, m, s=1, 2, \dots, n)$

記号

$P_j^s$  : 第  $s$  国の第  $j$  部門生産物の単位価格。

$W^s$  : 第  $s$  国の貨幣賃金率。

第  $s$  国労働者は単位時間の労働所得で第  $k$  国の第  $i$  部門の生産物を  $b_i^{ks}$  だけ購入すると

$$W^s = \sum_k \sum_i P_i^k b_i^{ks} \quad (s=1, 2, \dots, n) \quad (3)$$

となる。以上を行列形式で表しておく。

$$t = tA + e\tau \quad (4)$$

$$P > PA + W\tau \quad (5)$$

$$W = PB \quad (6)$$

ただし、

$$A = \begin{bmatrix} A^{11} & \dots & A^{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ A^{n1} & \dots & A^{nn} \end{bmatrix},$$

$$A^{ks} = \begin{bmatrix} a_{11}^{ks} & \dots & a_{1m}^{ks} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1}^{ks} & \dots & a_{mm}^{ks} \end{bmatrix},$$

$$t = [t^1 \quad \dots \quad t^n], \quad t^s = [t_1^s \quad \dots \quad t_m^s],$$

$$P = [P^1 \quad \dots \quad P^n], \quad P^s = [P_1^s \quad \dots \quad P_m^s],$$

$$\tau = \begin{bmatrix} \tau^1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \tau^n \end{bmatrix}, \quad \tau^s = [\tau_1^s \quad \dots \quad \tau_m^s],$$

$$e = [1 \quad \dots \quad 1], \quad B = \begin{bmatrix} B^{11} & \dots & B^{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ B^{n1} & \dots & B^{nn} \end{bmatrix},$$

$$B^{ks} = \begin{bmatrix} b_1^{ks} \\ \dots \\ b_m^{ks} \end{bmatrix}, \quad W = [W^1 \quad \dots \quad W^n]$$

である。(4)式を各国各産業の財 1 物量単位の生産に必要な労働量について解くと次式を得ることができる。

$$t = e\tau[I - A]^{-1} \quad (7)$$

ここで、 $I$  は単位行列。そして「 $-1$ 」は逆行列を表す記号である。次に、ある商品を 1 物量単位生産するために必要な直接・間接の賃金コスト  $\omega$  を以下のように定義しておく。

$$\omega = W\tau[I - A]^{-1} \quad (8)$$

(8)式の実ベクトル  $\omega$  の要素は  $\Omega_j^s$  である。

## 2.2 「生産性基準」と「費用基準」

以上のような算定式で計算した投下労働量を得ることで、技術変化の特徴について知ることが<sup>2</sup>できる(置塩(1960), Okishio(1961))。以下では、まず、投下労働量についての技術変化を定義する。第  $s$  国の第  $u$  部門の投入係数が<sup>3</sup>  $(a_{1u}^{ks}, \dots, a_{nu}^{ks}, \tau_u^s)$  から  $(\bar{a}_{1u}^{ks}, \dots, \bar{a}_{nu}^{ks}, \bar{\tau}_u^s)$  へと  $(\Delta a_{1u}^{ks}, \dots, \Delta a_{nu}^{ks}, \Delta \tau_u^s)$  分だけ変化した場合、各商品の単位あたり投下労働量は次のように変化する。ここで  $\Delta$  はある期間から別の期間への差分を表す。第  $s$  国第  $u$  部門自身の技術変化を示す式は以下のようである。

$$\Delta \tau_u^s = \sum_k \sum_j t_j^k \Delta a_{ju}^{ks} + \sum_k \sum_j \Delta t_j^k a_{ju}^{ks} + \Delta \tau_u^s$$

次いで、その第  $u$  部門の技術変化を起因とする第  $j$  部門への技術変化は以下のよう<sup>4</sup>示すことができる。

$$\Delta t_j^s = \sum_k \sum_u \Delta t_u^k a_{uj}^{ks} \\ (j=1, \dots, u-1, u+1, \dots, n)$$

これらの式を用いて、ある期間から次の期間へと投入係数が変化した場合の技術変化を以下のように二つの基準から定義する。まず、以下のような基準の技術変化である。

$$\sum_k \sum_j t_j^k \Delta a_{ju}^{ks} + \Delta \tau_u^s < 0 \quad (9)$$

以上を「生産性基準」でみた技術変化と呼ぶ。投下労働量を用いて技術変化を評価する方法である。

次いで、先ほどの第  $s$  国第  $u$  部門の技術変化が生じた単位費用を考え ( $\sum_k \sum_j P_j^k \Delta a_{ju}^{ks} + W^s \Delta \tau_u^s < 0$ )、各国の貨幣賃金率で除すと

$$\sum_k \sum_j \frac{P_j^k}{W^s} \Delta a_{ju}^{ks} + \Delta \tau_u^s < 0 \quad (10)$$

となる。この技術変化を「費用基準」でみた技術変化とする。(10)式では、貨幣賃金率が各国

で同一ではなく、相違しているとする点が置塩(1960)と異なる点である。

技術変化を(9)式の「生産性基準」で見た場合には、1貨幣単位ごとの投下労働量 ( $t_j^k$ ) によって中間投入係数の変化を評価していることがわかる。一方、(10)式の「費用基準」の場合は支配労働量 ( $P_j^k/W^s$ ) によって評価している。ここで、支配労働量とは、ある商品を1単位販売し、得た貨幣によって雇用可能な労働量である<sup>3)</sup>。さらに、通常<sup>4)</sup>の支配労働量では、少なくとも自国の貨幣賃金率と自国の中間投入係数を用いた式となるが、今回は他国の中間投入係数、つまり輸入中間投入係数を含んだ形となっている点に特徴を持つ。

ここで、もし、(9)式の1貨幣単位ごとの投下労働量と(10)式の支配労働量とが一致する場合には、(9)式と(10)式の投入係数の変化は同じ評価を受ける。しかし、これは利潤が正である資本制社会ではありえない想定である。むしろ、資本制社会全体では、利潤が正であることが求められるから、支配労働量が投下労働量を上回ることになる。

ただし、中谷(1994)の第3章でも指摘されているように、各国の貨幣賃金率が相違するケースにおいては、一部の国の一部の産業において、支配労働量が投下労働量を下回る可能性がある<sup>4)</sup>。いずれにしても、両者の乖離の幅が大きくなるほど、「生産性基準」と「費用基準」の乖離が生じることが知られている<sup>5)</sup>。逆の場合は逆である。

さらに、「費用基準」を充たし、「生産性基準」を充たさないケースについて、いくつかのケースに分割してみる<sup>6)</sup>ことができる。まず、直接労働を増大させ、間接労働を減少させていたケースである。これをケース1と呼ぶ。次いで、逆に、直接労働を減少させ、間接労働を増大させていたケースである。これをケース2と呼ぶ。このケース1は、置塩(1960)で理論的に論じられていたケースで、貨幣賃金率で除した中間財の価格が、同じ中

間財の投下労働量を上回るというものであった。ケース2についてはケース1とは逆に、自国の貨幣賃金率で除した中間財の価格が、同じ中間財の投下労働量を下回ることであった。このケース2は置塩(1960)では想定されておらず、検証すべき新しいケースであるといえる。そこで、次節では、「費用基準」を充たし、「生産性基準」を充たさないというケース2について検討していく。

### 3. 計測式とデータソース

#### 3.1 計測式

前節で展開した投下労働量と直接・間接の賃金コストであるが、1物量単位当たりの労働量や賃金コストを計測するものであった。しかし、実際に政府統計資料によって計測する際には、1物量単位当たりでなく、1貨幣単位のものしか計測できない。具体的には、次のような第*s*国産業*j*の1貨幣単位当たりの投下労働量 $t_j^s$ や第*s*国産業*j*の1貨幣単位当たりの直接・間接賃金コスト $\Omega_j^s$ である。そして、それらの変化率は以下のように定義できる。

$$\frac{\Delta t_j^{s*}}{t_j^{s*}} (j=1, 2, \dots, m, s=1, 2, \dots, n) \quad (1')$$

$$\frac{\Delta \Omega_j^{s*}}{\Omega_j^{s*}} (j=1, 2, \dots, m, s=1, 2, \dots, n) \quad (1'')$$

ただし、添字右肩の“\*”は1貨幣単位当たりの指標であることを表す。このような1物量単位ではなく1貨幣単位当たりの指標となるのは、投入係数を計測するための産業連関表の単位が1物量単位のものを使用できず、1貨幣単位のものしか使用できないためである。あらためて、1貨幣単位の投入係数は以下のように定義できる。

$$a_{ij}^{ks*} = \frac{P_i^k}{P_j^s} a_{ij}^{ks}, \quad \tau_j^{s*} = \frac{\tau_j^s}{P_j^s}$$

さらに、行列表示の際の場合も添字右肩に

“\*”を付けると以下のようになる<sup>6)</sup>。

$$t^* = e\tau^*[I - A^*]^{-1} \quad (7)$$

次いで、ある商品を1貨幣単位生産するために必要な直接・間接の賃金コストは

$$\omega^* = W\tau^*[I - A^*]^{-1} \quad (8')$$

となる。ここで、それぞれ、 $t^*$ は $t_j^s$ を要素にもつ行ベクトル、そして、 $\omega^*$ は $\Omega_j^s$ を要素に持つ同じく行ベクトルである。

次いで、単位費用の削減率は以下のように定義し、計測を行った。

$$\sum_k \sum_i \frac{\Delta a_{ij}^{ks*}}{a_{ij}^{ks*}} P_i^k a_{ij}^{ks*} + \frac{\Delta \tau_j^{s*}}{\tau_j^{s*}} W^s \tau_j^{s*} \quad (2')$$

$(j=1, 2, \dots, m, s=1, 2, \dots, n)$

第二節で明らかにしたように、本稿の目的は、中間財の投入係数の基準年から比較年への変化(変化分又は変化率)をどのように経済的に評価するかを問うものであった。つまり、貨幣単位の間接投入係数 $\sum_k \sum_j a_{ij}^{ks*}$ について、 $P_i^k/W^s$ と $t_i^k$ との大小関係を比較するわけである。

本節で見たように、この比較のために、実際に計測できるのは、1物量単位毎の投下労働量ではなく、1貨幣単位毎の投下労働量であるから、結局、 $t_i^{k*} = t_i^k/P_i^k$ を計測することで検討することになる。さらに、最終的には、輸入中間財の1貨幣単位ごとの投下労働量に自国(第*s*国)の貨幣賃金率を乗じた $W^s t_i^{k*}$ を計測して、その大小をみていく。先の(8')式の直接・間接の賃金コストと区別するため、この $W^s t_i^{k*}$ を受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接賃金コストと呼ぶ。一方、本稿では、各国の貨幣賃金率が相違しているため、この受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接賃金コストが高く、輸入中間財の1物量単位ごとの投下労働量 $t_i^k$ よりも $P_i^k/W^s$ の方が低位となるケースが生じる可能性がある。その場合に

は、直接労働投入係数 $\Delta\tau_j^s$ または固定価格表示の $\Delta\tau_j^{s*}$ を減少させ、かつ投入係数 $\Delta\alpha_{ij}^{ks}$ 又は固定価格表示の $\Delta\alpha_{ij}^{ks*}$ を増大させる技術変化が採用されることとなる。結果として、単位費用が減少する技術変化であっても、投下労働量が增大する産業がいくつか生じることになる。

ただし、この中間財に関する受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接賃金コスト $W^s t_i^{k*}$ について、以下のような手順で全世界平均の加重値を計測した。まず、第 $s$ 国の第 $u$ 産業における国内中間財及び輸入中間財の投入額をそれぞれ次のように定義する。

$$P_i^s X D_{iu}^{ss}, P_i^k X M_{iu}^{ks}$$

次いで、中間財に関する受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接賃金コスト $W^s t_i^{k*}$ をそれぞれ国内と海外とにわけて、国内中間財と海外中間財の時価の金額を用いて加重平均すると以下のようなになる。

$$\sum_i W^s t_i^{k*} \frac{P_i^s X D_{iu}^{ss}}{\sum_i P_i^s X D_{iu}^{ss}}, \quad (11)$$

$$\sum_i W^s t_i^{k*} \frac{P_i^k X M_{iu}^{ks}}{\sum_i P_i^k X M_{iu}^{ks}}$$

### 3.2 データソース

本稿では投下労働量と単位費用等の計測のために、世界産業連関表データベースを利用した ([http://www.wiod.org/new\\_site/home.htm](http://www.wiod.org/new_site/home.htm))。また、世界産業連関表では、ドル表示の貨幣単位で表示している。この表の対象国は40カ国、対象期間は1995年から2007年である。対象国に関しては、付表に掲載している。今回の計測に使用した(1)産業連関の中間投入係数、(2)労働投入係数、(3)価格デフレーター、(4)名目為替レートについては、補論aで詳細を紹介している。

投下労働量の算定式であるが、ある国の商品を生産するために直接的かつ間接的に必要

な労働量を計算するためには、その商品の生産に関して投入関係のあるすべての投入係数を統計資料として入手する必要がある。しかし、実際には一部の国の中間投入係数しか入手できない場合がある。今回、使用した世界産業連関表データベースは40カ国を対象とした表である。この投下労働量の計測方法に関してはOkishio and Nakatani(1993)を参考に試算し、補論bにおいて詳細を論じている<sup>7)</sup>。

### 4. 実証結果

本節では、まず名目為替レートで評価したドル表示の貨幣単位の投下労働量の推移を検証する。具体的には、(7')式に基づき「生産性基準」で見た、言い換えると投下労働量で見た技術変化の評価を行う。計測期間は1995年から2007年にかけての12年間であり、対象国は40カ国である。

表1には、1貨幣単位(100万ドル)の投下労働量(100万時間)を名目最終需要によって加重した平均値を掲載している。各年の1貨幣単位の投下労働量は1997年価格で統一されているため、その数値の減少は価格の変化を捨象した技術変化によるものと解釈できる。ここでいう平均値とはWIODで取り上げている40カ国35産業を対象としている。この平均値の推移は0.128時間/ドル(1995年)から0.114時間/ドル(2007年)へと減少していた。変化率は表2に掲載しており、1995年から2007年にかけて年率-1.71%であった。1995年から2000年にかけて年率-1.87%、2000年から2007年にかけては年率-1.75%減少していた。いずれの計測期間においても「生産性基準」を充たす技術変化が、平均値としては、なされていたことがわかる。次いで、表2の下段では、投下労働量変化の要因を、直接労働の寄与度と間接労働の寄与度とに分けたものを掲載している。さらに、間接労働の寄与度では、海外間接労働だけを取り出してその寄与度をみた。1995年から2007年にか

表1 1貨幣単位ごとの投下労働量(1997年価格)

	産業/年次	1995	1997	2000	2005	2007
1	農林水産業	1.372	1.337	1.317	1.161	0.957
2	鉱業	0.087	0.056	0.063	0.052	0.072
3	食料品・飲料	0.254	0.272	0.234	0.235	0.222
4	繊維・衣類	0.397	0.348	0.324	0.391	0.375
5	皮革・靴製品	0.391	0.344	0.357	0.432	0.369
6	製材・木製品	0.243	0.248	0.177	0.155	0.200
7	パルプ・製紙・印刷・出版	0.088	0.080	0.065	0.060	0.061
8	石炭・石油製品	0.080	0.069	0.056	0.061	0.062
9	化学製品	0.092	0.089	0.069	0.066	0.064
10	ゴム・プラスチック製品	0.168	0.182	0.149	0.133	0.142
11	非鉄金属	0.236	0.265	0.174	0.093	0.106
12	金属製品	0.112	0.117	0.085	0.095	0.132
13	一般機械	0.102	0.105	0.081	0.095	0.101
14	電子・精密機械	0.095	0.092	0.077	0.096	0.099
15	輸送機械	0.079	0.079	0.066	0.072	0.083
16	その他の製造業	0.177	0.158	0.140	0.135	0.136
17	電気・ガス・水道	0.040	0.041	0.041	0.041	0.038
18	建築業	0.129	0.144	0.143	0.148	0.147
19	自動車・機械修理	0.058	0.058	0.054	0.053	0.055
20	卸売	0.065	0.064	0.056	0.054	0.056
21	小売	0.099	0.101	0.093	0.086	0.088
22	宿泊・飲食業	0.124	0.124	0.121	0.126	0.123
23	道路運送業	0.119	0.133	0.141	0.143	0.138
24	水運業	0.107	0.113	0.106	0.087	0.077
25	航空運輸業	0.050	0.047	0.044	0.047	0.050
26	その他の運輸	0.085	0.094	0.104	0.088	0.082
27	通信業	0.045	0.046	0.043	0.046	0.043
28	金融業	0.037	0.037	0.031	0.031	0.030
29	不動産	0.016	0.016	0.016	0.018	0.017
30	対事業所サービス	0.071	0.071	0.060	0.056	0.054
31	公務・防衛	0.066	0.071	0.065	0.068	0.063
32	教育	0.112	0.134	0.132	0.138	0.132
33	保健・社会福祉	0.068	0.074	0.066	0.066	0.064
34	対個人サービス	0.140	0.168	0.171	0.174	0.148
35	雇人のいる個人世帯	0.238	0.259	0.294	0.318	0.312
	全産業加重平均	0.128	0.132	0.118	0.115	0.114

1) 投下労働(100万時間)/純産出(100万ドル1997年価格)

2) 全産業加重平均の加重値は名目最終需要額。さらに各産業は40カ国の当該産業の最終需要による加重。

3) 表1から表5まではWIODを用いて著者が計測し作成した。

表2 投下労働量及び単位費用の変化率とその他要因

単位：年率%

項目/年次	1995-2000	2000-2007	1995-2007
投下労働量の変化率	-1.87	-1.75	-1.71
直接労働の寄与度	-2.32	-2.44	-2.26
間接労働の寄与度	0.46	0.69	0.55
海外の間接労働の寄与度	0.59	1.54	1.23
価格変化率	4.39	4.77	4.61
名目賃金率の変化率	-0.04	5.44	3.12
単位費用の変化率	-1.24	-1.11	-1.11

けての投下労働量の減少に関する特徴は、3点ある。第一に、直接労働について投下労働量の減少に寄与していることである。第二に、対照的に、間接労働は投下労働量に対して増大に寄与していた点である。第三に、この間接労働の投下労働量に関する寄与度は、海外の間接労働部分に関して大幅に増大していた点である。この傾向については、1995年から2000年、2000年から2007年という2期間にわけても同様の傾向であった。

一方で、「費用基準」で見た技術変化は同じ計測期間中では、以下のものであった。全1400産業を対象に名目最終需要で加重平均した単位費用の変化率は、1995年から2007年にかけて年率-1.11%であった。1995年から2000年にかけては年率-1.24%、2000年から2007年にかけては年率-1.11%であった。以上から平均的な観点からは「費用基準」を充たす技術変化が生じていたわけである。

ただし、産業間それぞれで見た場合、「費用基準」を充たし、「生産性基準」を充たさないケースもみられた。この点を実証的に確かめたのが本稿の大きな貢献である。具体的には、1995年から2007年にかけては1400産業中で124産業、1995年から2000年にかけて128産業、2000年から2007年にかけては118産業ほど存在していた。

「費用基準」を充たし、「生産性基準」を充た

さないケースについて2つに分割し、まずケース1を直接労働を増大させ、間接労働を減少させていたケースとした。次いで、逆に、直接労働を減少させ、間接労働を増大させていたケースをケース2と呼んだ。実際には、1995年から2007年にかけて、ケース1は124産業中で38産業、ケース2は86産業ほど存在していた。

ケース2のような費用基準は充たすが、生産性基準は充たさない技術変化の評価の相違の原因と考えられるのは、海外の中間投入係数の評価方法である。

先に定義した受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接賃金コストの乖離が産業間で大きく、言い換えると、第 $s$ 国からみた貨幣賃金率 $W^s$ により輸入中間財の価格 $P_i^s$ を除いた値が、第 $s$ 国からみた輸入中間財の1貨幣単位ごとの投下労働量より小となるケースである。このケースでは、労働をより多く投入された輸入中間財が安価であるため、本国(第 $s$ 国)で用いられることが予想される。さらに、表2によれば、各国各産業の輸入中間財を用いる頻度は、海外分の間接労働の投下労働量への寄与度をみれば大きくなっていることが確認できる。逆に、国内の間接労働の投下労働量に対する寄与度は減少していたことを確認している。

上記のことは、表3及び表4の計測結果に

よって確かめられる。表3によれば、全1400産業を対象にした輸入中間投入部分の受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接の賃金コスト  $W^s t_i^*$  の単純平均の値は1995年の0.220から2007年の0.302へと1.37倍に増大していた。さらに、単位費用減少かつ投下労働量増大グループのみに絞ったケースの計測値を表4に掲載している。この表4の輸入中間投入部分の受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接の賃金コストは1995年の0.243から2007年の0.462へと増大しており、さらに表3の全産業と比しても大きな数値であることわかる。

(1)式で定義した国内及び海外の中間財によって加重平均した受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接賃金コストの計測結果を表したものが、表5である。

表5によれば、国内の中間財により加重平

均した直接・間接賃金コストは、1995年において0.76、1997年で0.73、2000年では0.75、2005年では0.78、2007年で0.75と推移し1を下回っており、ほぼ一定であることがわかる。他方、対照的に、海外の中間財により加重平均した直接・間接賃金コストは、1995年の1.95、1997年の1.84、2000年の1.93と増大と減少を繰り返し、2005年には2.00と大きく増大し、次いで、2007年には1.75へと逆に大きく減少し、全期間において1を上回っていることを確認した。つまり、輸入中間財の1貨幣単位ごとの投下労働量  $t_i^*$  よりも支配労働量  $P_i^k / W^s$  の方が低位であることが実証的に確かめられ、直接労働投入係数を減少させかつ輸入中間投入係数を増大させる技術変化(ケース2)が採用された原因の候補が一つ解明されたわけである。

表3 輸入中間投入部分の直接・間接の賃金コスト等(全産業)

単位：ドル/ドル

	1995	1997	2000	2005	2007
受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接の賃金コスト	0.220	0.211	0.246	0.303	0.302
変動係数	1.641	1.532	1.538	1.437	1.357
直接・間接の賃金コスト	0.107	0.109	0.119	0.115	0.118
変動係数	0.709	0.701	0.677	0.666	0.661

表4 単位費用減少かつ投下労働量増大グループ

単位：ドル/ドル

	1995	1997	2000	2005	2007
受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接の賃金コスト	0.243	0.244	0.288	0.417	0.462
変動係数	0.993	0.970	1.054	1.017	1.052
直接・間接の賃金コスト	0.107	0.108	0.122	0.122	0.126
変動係数	0.738	0.723	0.692	0.671	0.678

表5 受入国の貨幣賃金率でみた直接・間接の賃金コスト

単位：ドル/ドル

	1995	1997	2000	2005	2007
国内中間投入による加重平均	0.763	0.731	0.751	0.776	0.747
海外中間投入による加重平均	1.951	1.837	1.929	2.003	1.747

以上のことは、より低位な貨幣賃金率かつ多くの直接・間接の労働が投入された中間財が当該国・産業から輸出され、それを輸入し中間財として用いる国・産業が多数存在していたことを示すものである。この中間財の輸入国の貨幣賃金率が、中間財の輸出国よりも高位であることも同時に確かめることができている。さらに、結果的に、費用を削減させるが投下労働量を増大させるという技術変化を生じさせていたことを本稿では確認した。このことは、中間財を中心とした特殊な交易モデルが存在するというを示唆するものである。

## 5. 結論

本稿では以下の結論を得た。第一に、技術変化を「生産性基準」と「費用基準」とに分けて考え、「生産性基準」の観点から、技術進歩のタイプを検証した。その結果、1995年から2007年にかけての40ヵ国35産業の技術変化は、直接労働を減少させ、かつ間接労働を大きく増大させるものであることを確認した。この間接労働の増大は、海外の中間財部分の投下労働量による寄与が大きく、計測期間中、ハロッド中立的技術進歩からは乖離したことをみた。第二に、「費用基準」を充たしかつ「生産性基準」を充たさない技術変化が生じた産業も多数存在していたことを確認した。この一見、逆説的な事象が生じた原因は、自国貨幣賃金率で輸入中間財の価格を除いた支配労働量が輸入中間財の投下労働量を大きく下回ることにあり、実証的にそのことを確かめた。この事実は、置塩(1960)では想定していないケースであり、本稿の新たな貢献といえる。

本稿に残された課題は、次の点である。第一に、今回データ不足で行うことのできなかった資本減耗投入係数を導入した投下労働量による計測の改善である。第二に、本稿で取り上げた特色ある技術変化を生じさせた輸入中間財に関する輸出国別と輸入国別の子細

な検討である。これらの点については、次の課題としたい。

## 補論a データソース

### (1) 産業連関の中間投入係数

世界産業連関表は、産業×産業の表である(Timmer et al.(2015))。中間投入表は世界産業連関データベースの一部であり、この世界産業連関表は、各年次のもとと接続表のものがある。産業に関しては35産業に分かれている。輸入係数と輸出係数はこの世界産業連関表から算出することが可能である。

### (2) 労働投入係数

労働投入係数は、就業者数の延べ労働時間と産出額の比で計算した。これらの数値は世界産業連関表データベースのうちの「Socio-economic Accounts」に収納されている。

### (3) 価格指数

価格指数は、「Socio-economic Accounts」に格納されている。この価格指数は、粗生産額、中間投入、粗付加価値、粗資本形成について用意されており、基準年は1995年である。

### (4) Nominal Exchange Rate

名目為替レートについては、International Monetary Funds(IMF)のものを使用した。

以上のデータを用いて、時価と固定価格の場合の投下労働を計測した。ただし、固定価格の投下労働量は、WIOD内の「World Input-Output Tables, previous years' prices」という前年の価格で表示した産業連関表を基にいったん投下労働量を計測し、そこで計算した産業別投下労働量の年率の変化率を用いて1997年の時価の産業別投下労働量を基準として用いることで、各年の固定価格表示の産業別投下労働量を計測している。

**補論b その他世界からの輸入を考慮した計測式**

今回用いた投下労働量モデルは、置塩(1958, 1959), Wolff(1979), Okishio and Nakatani(1993)を参考にしている。ここで我々が実際に測定できるのは、1貨幣単位ごとの投下労働量であり、1貨幣単位を100万ドルとする。1貨幣単位ごとの投下労働量の式は以下のように展開できる。

$$t^* = t^*A^* + t_{im}\mu + e\tau^* \quad (1b)$$

$$t_{im} = t^*E \quad (2b)$$

(1b)式の右辺は、第一項が中間財や資本減耗に含まれる間接労働部分を示す。第二項は  $t_{im}$  が評価した輸入部分の労働量を示す。最後に、第三項は直接労働部分である。(2b)はこの  $t_{im}$  が、国内の投下労働量と輸出財の構成割合との積であることを示す。ただし、 $\mu$ : 1貨幣単位の生産に必要な輸入額(行ベクトル),  $E$ : 輸出品1貨幣単位に占める第  $i$  商品の割合(列ベクトル),  $t_{im}$ : その他世界の輸入品1貨幣単位を得るために必要な投下労働量(スカラー)である。行列表示の場合と各要素の関係は以下のものである。

$$\mu = [\mu^1 \quad \dots \quad \mu^n], \quad \mu^s = [\mu_1^s \quad \dots \quad \mu_m^s],$$

$$E = \begin{bmatrix} E^1 \\ \vdots \\ E^n \end{bmatrix}, \quad E^s = \begin{bmatrix} E_1^s \\ \vdots \\ E_m^s \end{bmatrix}$$

**謝辞**

本稿執筆にあたり、2名の本誌レフリーより貴重なコメントを得た。また、経済統計学会関西支部例会や経済統計学会全国研究大会での本稿の元になった報告に対して泉弘志氏(大阪経済大学・名誉教授)をはじめとする多くの方々より有益なコメントをいただくことができた。ここに記して感謝する。

なお、本研究は、JSPS 科研費(課題番号24530300, 課題番号16K03678)の助成を受けたものである。

この(1b)式と(2b)式から

$$t^* = t^*A^* + t^*E\mu + e\tau^*$$

したがって

$$t^* = e\tau^*[I - A^* - E\mu]^{-1} \quad (3b)$$

となる。

**付表 WIODにおける対象国(40カ国)**

Australia	Japan
Austria	Korea, Republic of
Belgium	Latvia
Brazil	Lithuania
Bulgaria	Luxembourg
Canada	Malta
China	Mexico
Cyprus	Netherlands
Czech Republic	Poland
Denmark	Portugal
Estonia	Romania
Finland	Russia
France	Slovak Republic
Germany	Slovenia
Greece	Spain
Hungary	Sweden
India	Taiwan
Indonesia	Turkey
Ireland	United Kingdom
Italy	United States

## 注

- 1) Harrod R.F 著・高橋・鈴木訳 (1953), p.29. Harrod, R.F (1948), p.23.
- 2) エスカット・猪俣共編著 (2011) の第 8 章中間財貿易では、「世界の中間財輸出は、1995 年から 2009 年の間に約 2 兆 7740 億ドルから 5 兆 3730 億ドルへとほぼ倍増」したことが紹介されている (エスカット・猪俣共編著 (2011), p.77)。
- 3) 支配労働量の理論的な意味については、置塩 (1965), pp.55-60 参照のこと。
- 4) 中谷 (1994), pp.110-112 参照。正確には、実質賃金率が国ごとに相違するケースをモデル分析によって検証し、世界全体で正の利潤が存在するとき、世界全体で正の剰余労働が存在することを確かめている。ここで、実質賃金率は貨幣賃金率を消費財価格によって除かれているため、本稿のように実質賃金率の相違を貨幣賃金率の相違とみなしても問題はないと考える。中谷では、さらに 2 国モデルで、2 国全体で利潤が正のケースにおいて、2 国全体では剰余労働は正であるが、実質賃金率の高い国において、支配労働量が投下労働量を下回るケースがありうることを指摘している。
- 5) Okishio (1961), pp.86-87。置塩 (1960), pp.166-168。
- 6) 本来であれば、資本減耗部分の投入係数を加えた形で、投下労働量を計測すべきである。しかし、今回用いた WIOD では、資本減耗部分の投入係数を計測するために必要な粗付加価値項目に減価償却の項目が設けられていない。そのため、資本減耗部分の投入係数を加えた投下労働量の計測を断念した。この点については次稿の課題とする。
- 7) データソースに関しては補論 a を参照のこと。WIOD では、対象国 40 カ国以外にも「Rest of the World」というその他世界の投入係数も存在する。しかし、その他世界に関しては産業別の労働量に関するデータは用意されていない。そこで、Okishio and Nakatani (1993) を参考にその他世界から対象国 40 カ国への輸入品の投下労働に関しては、それら輸入品と同額の対象国 40 カ国からその他世界への合成輸出品の投下労働によって代替する方法を採用した。

## 参考文献

- エスカット, H.・猪俣哲史共編著 (2011) 『東アジアの貿易構造と国際価値連鎖』, 日本貿易振興機構アジア経済研究所.
- 置塩信雄 (1958) 「不等価交換の実証」, 『商学論集 (福島大学)』第 27 巻第 3 号.
- 置塩信雄 (1959) 「剰余価値率の測定」, 『経済研究』第 10 巻第 4 号.
- 置塩信雄 (1960) 「技術変化と雇用」, 『国民経済雑誌』第 102 巻第 6 号.
- 置塩信雄 (1965) 『資本制経済の基礎理論』, 創文社.
- 置塩信雄 (1977) 『現代経済学』, 筑摩書房.
- 萩原泰治 (2003) 「情報通信技術の投下労働量」, 『神戸大学経済学研究年報』第 50 号.
- 萩原泰治 (2004) 「グローバルな投下労働量の計測」, 『国民経済雑誌』第 189 巻第 2 号.
- ハロッド, R.F 著・高橋長太郎・鈴木諒一訳 (1953), 『動態経済学序説』, 有斐閣 (Harrod, R.F, (1948), *Towards a Dynamic Economics*, London, Macmillan.).
- 中谷武 (1994) 『価値, 価格と利潤の経済学』, 勁草書房.
- レオンチェフ, W. 著・新飯田宏訳 (1969) 『産業連関分析』, 岩波書店 (Leontief, W. (1966), *Input-Output Economics*, Oxford University Press.).
- Okishio, N. (1961), "Technical Change and the Rate of Profits", *Kobe Economic Review*, No. 7.
- Okishio, N. and Nakatani, T. (1993), "A Measurement of the Rate of Surplus Value", in Okishio, N., *Essays on Political Economy*, New York, Peter Lang.
- Shaikh, A. (1984), "The Transformation from Marx to Sraffa", in Mandel, E. and Freeman, A. (eds.) *Ricardo, Marx, Sraffa*, Verso.
- Timmer, M.P., Dietzenbacher, E., Los, B., Stehrer, R. and de Vries, G.J. (2015), "An Illustrated User Guide to the World Input-Output Database: the Case of Global Automotive Production", *Review of International Economics*, Vol. 23.
- Wolff, E.N. (1979), "The Rate of Surplus Value, the Organic Composition, and the General Rate of Profit in the U.S. Economy, 1947-67", *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 3.

# Cost Criterion and Productivity Criterion: an Empirical Study Using the World Input-Output Database

Takahiko HASHIMOTO\*

## Summary

This paper examines different types of technical change, as categorized by the productivity criterion and the cost criterion proposed by Okishio (1960). We have used data from the World Input-Output Database (focusing on developments in the international division of labor and technical advances for the period from 1995 to 2007) for our calculation and analysis. The results of our calculations confirm that for 124 out of 1,400 industries where technical change was accomplished, cost criterion were satisfied but productivity criterion were not satisfied. Among these technical changes, 86 industries experienced change that resulted in a decrease in direct labor and an increase in indirect labor, particularly indirect labor related to imported intermediate goods. The study confirms empirically that one reason for this type of technical change is that the value of imported intermediate goods divided by the money wage rate of the recipient country is lower than the amount of labor invested in imported intermediate goods.

## Key Words

Technical change, World Input Output Database, Productivity criterion, Cost criterion

---

\* Faculty of Economics, Ritsumeikan University

# 白石麻保 著 『計画経済の実証分析 — 中国の経済開発』

（京都大学出版会）

稲葉和夫\*

本書の特徴は、改革開放期以前（1970年代前半まで）の中国計画経済の地方の国有企業の行動について、計量経済学的手法を用いて分析を試みようとしている点にある。評者は、中国経済の専門家ではなく、既に中国計画経済に分析の中心を当てた本格的な書評が他の学術雑誌で行われているので、ここでは、著書の実証研究に焦点を当てた検討を行うことにしたい。

本書は、5章からなるが、それぞれに実証分析が試みられ、企業行動を評価する指標は、生産関数から推定された生産性（全要素生産性、Total factor productivity, TFP）が用いられている。

以下、TFPがどのように推定され、推定が各章の分析目的に即してどのように利用されているか見ていくことにしよう。

第1章では、筆者の言うフルセット型生産システムが機能したのか、それとも分業型システムが機能したのかを検討するために、まず二つの式から推定に必要な変数が用意される。第一に、付加価値額を1企業あたりの付加価値額と企業数の積と考え、 $t+1$ 期と $t$ 期の付加価値額から

$$t+1 \text{ 期の付加価値額} = t \text{ 期の付加価値額} \\ + t \text{ 期の企業数} \times \text{付加価値額の増分} + \text{企}$$

業数の増分  $\times t$  期の付加価値額 + 企業数の増分  $\times$  付加価値額の増分

に要因分解し、右辺第2項の企業規模拡大による貢献部分 ( $g_1$ ) がフルセット型生産システムに対応し、第3項の企業数増加による貢献部分 ( $g_2$ ) が分業型生産システムに対応し、そのどちらが生産性増加に貢献したかを検討する。その手法として、稼働率（中間投入量/固定資産取得原価）を  $g_1$ ,  $g_2$  に回帰し  $g_1$ ,  $g_2$  の係数の大小によってフルセット型システムが機能するのか分業型システムが機能するのか計画期間ごとに検討を行う。

各省レベルの1952年から1989年までのマクロデータが推計のために用いられる。若干の留保のもとで、計画期間中は企業数の増加が工業生産部門の生産増加により大きく貢献し、改革開放後は企業規模増加が大きな貢献をしていることを確認している。

第二に、生産（付加価値額）の対数を資本（固定資産取得原価）の対数と労働（従業員数）の対数に回帰したコブダグラス生産関数を推定し、その残差を全要素生産性（TFP）と定義する。

TFPは、次の2つの回帰式によってその要因が検討される。

$$\text{Productivity}_{it}(\text{TFP}) = \alpha_i + \beta_{g_1} g_{1it} + \beta_{g_2} g_{2it} + e_{it} \\ \text{Productivity}_{it}(\text{TFP}) = \alpha_i + \beta_{g_1} g_{1it} + \beta_{g_2} g_{2it} \\ + \beta_{NWR} NWR_{it} + e_{it}$$

\* 正会員，立命館大学経済学部  
滋賀県草津市野路東1-1-1  
e-mail : inabak@ec.ritsumeai.ac.jp

推定において基本になるのは、説明変数  $g_1$ ,  $g_2$  であるが、さらに5年間の期間ダミー（例えば1950年代前半）が交差項として掛け合わされたものが説明変数として付加されている。なお、NWRは稼働率をあらわす。生産関数は単純最小二乗法(OLS)、固定効果モデルで推定され、2つのTFPが推計に用いられる。

推定結果より、フルセット型生産システム  $g_1$ 、分業型生産システム  $g_2$  は1950年代には生産性、稼働率に対して正の効果をもっていたが、1960、1970年代には負の効果を持ち、特に分業型生産システムの妥当性が消失していると意味づけている。

第2章では、計画経済期の国営企業に技術進歩があったのか、またその特徴はどのようなものかについて、企業のマイクロデータベースを用いて分析を行っている。説明すべき要因は第1章と同様、全要素生産性TFPで、生産額を資本、労働、中間投入額で回帰した生産関数の推定誤差から定義されるが、業種ダミーが掛け合わされたものがさらに説明変数として用いられている。TFPによって産業別の推移の動向の検討が行われている。

技術変化(技術進歩)の有無、その特徴を考慮するため、トランスログ関数を導入する。一定の仮定の下、トランスログ関数を展開すると、資本、労働にタイムトレンドを掛け合わせた説明変数が作られ、その変数の係数の符号により技術進歩の性格を捉えようとする。

モデルの推定に先立ち、1952年から1980年までの企業規模、資本装備率の推移が分析されている。次に、業種別TFPについては、一部の時期を除いては上昇トレンドが確かめられている。推定には固定効果モデルが用いられ、第1章と同様、期間ダミーの係数の検討によって技術変化の性格を検討している。主な結論としては、計画経済期の技術進歩の特徴は、労働集約的で、軽工業が成長の役割を担っていた。

第3章では、計画経済期の国営企業の行動

様式に焦点を当てる。ここでは、目的関数より導出される各期の最適化雇用と現実の雇用レベルの差(ギャップ)がどのような要因によって説明されるのかを検討することによって、国有企業の行動を把握しようとする。ギャップを説明する要因としては、生産額、資本装備率、減価償却比率、流動資金比率、価格指数・総資産比率、企業の賃金率などである。更に、労働の限界生産性も同じ説明要因で推定が行われている。第1章、第2章と同様、この章でもデータの性質を検討するため、TFPの推定が行われている。ただ、説明要因として中間投入額の代わりに流動資金が用いられている点が第2章と異なる。最適雇用と現実の雇用レベルのギャップの説明は、各期のダミーと説明要因との交差項で検討が行われる。推定方法は、システム一般化モーメント法(システムGMM)用いられる。推定結果の主なものとしては、固定資産増加、価格上昇とに雇用との代替関係が見られ、資金充足が高まるとギャップは縮小するなどである(補論については省略)。

第4章では、経済計画、それに続く改革開放の役割について考察する。まず、企業マイクロレベル、マクロレベルそれぞれにおいて、生産性の推移を検討し、前者が上昇傾向であるのに対して、後者は横ばいであることを明らかにする。この統計的な事実に対して、筆者は経済全体での非効率性(企業間の配分の非効率性)を挙げる。そこで、改革開放後における企業の技術効率性に注目し、国有企業の合併買収が企業のパフォーマンスに与えた響に注目し、企業の買収、閉鎖に関するダミー変数を従来のコブダグラス型生産関数に付加したモデルを用いている。推定方法は、固定化モデルで、説明変数には企業の買収閉鎖ダミーに加えて、復興期ダミー、5カ年計画ダミー(第1次から第6次まで)が説明要因としている。一つの主要な結論として、開放以前の技術効率性は開放後の企業の成果に

影響を及ぼしていることが、合併・ダミーの係数によって確かめられる。

第5章では、2章で用いたデータを用いて、計画経済期に企業のパフォーマンスが開放経済を前に市場競争に対応できていたかについて生産関数の資本と労働の弾力性の和の各年推移を検討している。更に、企業の資金的余裕と経済成長との関連を開放期以前とその後を比較することによって、地域経済の自律的発展の可能性が開放期以前に存在していたのかを検討している。前者の資本と労働の弾力性の和は、1952年時点は0.8であったのが開放前には1に近づき、より生産の効率性が高まり、市場経済への適応が次第に用意されてきたと結論付けている。また、後者については、省別データを用いて経済成長率を前期の流動性比率で回帰し、正で有意な結果を得ていることから、開放期以前にも市場経済システムと同様の状況が生まれつつあると推測している。改革開放期の1990年代の資金流動性比率を過去のそれに回帰し、1950年代よりも1980年代の式流動比率が開放期の資金繰りに大きな影響を与えていることを確かめている。

終章は、全体のまとめの中で、中国計画経済研究の方向性が著者なりに整理されている。

以上の著書紹介を踏まえて、本研究の意義、若干の疑問点について触れておきたい。

まず、第一に計画経済期の企業の行動様式、効率性に関してマクロデータ、企業のマイクロデータを駆使して実証的に検討を加えた意義は大きい。著者も述べたように、社会主義における計画経済期においても企業の行動は中央政府に完全にコントロールされていたわけではなく、制約下においても企業自らの生産環境改善のため様々な工夫がなされていたと考えるのが自然である。その意味でも、現代中国経済の評価を加える上でも重要な意義を持つ。

第二に、現在の中国が社会主義経済である

のかどうかの評価は別として、例え資本主義といわれる国々においても一定の法的規制ルールに基づき、更に程度の差はあれ政府の介入が行われており、一定の計画化におかれているともいえ、その意味でも本研究は単なる過去の評価にとどまらず、現代的な意義を有しているといえよう。

第三に、表現の違いはあれ、著書を通じて企業行動の評価の軸として生産性が指標として用いられ、分析が一貫したものとなっている。他方、各章の課題、用いられるデータに応じて様々な分析枠組みを駆使し、推定方法も分析に様々な手法がとられていることが伺える。とりわけ、ダミー数を利用した各期の企業行動の評価は、有効な手法といえる。

第四に、単なる実証結果にとどまらず、政府の政策が企業の行動様式にどのような影響を及ぼしたのかの政策的含意についても積極的な検討が行われている点も重要であると考えられる。

その意味でも、計画経済期における中国経済の企業の行動様式に新たな研究成果を付け加えたといえよう。

他方、著書自体が様々な研究成果からなり、分析手法も幾つかの異なった方法が取られていることから、読者としては理解しがたい部分も散見される。若干の疑問点について述べておきたい。

第一は、過去の先行研究と分析枠組みとの関連である。それぞれの章の分析的枠組み(モデル)は、過去の研究を参考にしたものだろうか、それとも独自のフレームワークなのだろうか?例えば、第1章のProductivityを説明する関数、第2章のトランスログ関数、第3章の最適雇用と現実雇用のギャップを説明する変数などのモデル化の根拠を過去の実証研究との関連でもう少し説明してくれれば、理解が容易であったと考える。あるいは、過去の研究とは別に独自のものであれば、その点を説明してくれれば分かり易い。

第二は、推定結果の導出方法である。例えば、第3章では、目的関数から個別企業の最適雇用を推定し、その結果を用いてこの章の回帰分析の被説明変数が作成されているが、最適雇用はどのデータをどのようにして求めたのだろうか？この雇用ギャップは、同じ章で企業の設立時期ごとにその推移を検討しているので、非常に興味深い最適雇用の実態が把握しにくい。

第三は、データの標本期間である。各章の実証結果を見ると大まかな時期は把握することができるが、具体的にはいつからいつまでのデータを用いて推定したのかわかりづらい。勿論、詳細に読めばわからないこともない。例えば、第1章であれば章末に具体的データが存在するので、そこから標本期間を確認できる。また、第2章では、推定結果の下欄に企業数と観測値数が表記されているので、そこから標本期間はわかる。第3章、第4章についても同様のことがいえる。標本期間は、推定結果を評価する際にも重要な指標なので、通常はデータの説明の際に明記されている。

第四は、変数の意味づけである。例えば、先に述べたように著者は第1章の企業規模拡大による貢献部分 $g_1$ がフルセット型生産システムに対応し、企業数増加による貢献部分 $g_2$ が分業型生産システムに対応するとしている。直感的にはそのような解釈もできそうであるが、データ自体は変数そのものを意味しているわけではない。中国企業でそのような解釈ができる幾つかの具体例が提示されてい

れば理解可能なように思える。

第五は、推定方法の採用である。データの性質によって採用する推定方法はもちろん異なる。しかし、その採用の根拠が必要のように思える。第1章では、固定効果モデルと、変量効果モデルが掲載されている。3つの推定結果の表のうち最後の表を除き両モデルによる推定結果は同じである。このような結果は、非常に珍しく、そうするとOLSでもほとんど代わらないように思える。第3章の推定では、システムGMMを採用している。データ自体がバランスパネルで、内生性を考慮したものと推測するが、それでは固定効果モデルでは都合の悪いことがあるのだろうか？

第六は、変数の表記方法である。第1章でのTFPは別の箇所では、Productivityと表記されている。評者には全く同じものに思えるが、そうであるとしたら表記は統一したほうがいい。第3章の本文にはMPLという変数表記が突然現れる。注には労働の限界生産性の説明がなされているので、理解はできるが本文にその旨明記するほうが望ましい。また、分析の枠組みには全く触れられていなかったのに、被説明変数として用いた根拠は何であろうか？

これらの疑問に対しては、この分野の研究では了解済みのことであり、詳しく読めば理解可能なことであるのかもしれないが、初めての読者については困難なこともある。

にもかかわらず、研究内容自体は意義があり、今後の発展を期待したい。

## 経済統計学会第62回(2018年度)全国研究大会・会員総会

常任理事会

### I. 第62回全国研究大会

2018年9月10日(月), 11日(火)の2日間, 和歌山県民文化会館において全国研究大会と会員総会が開催された。また, 研究大会終了後の9月12日(水)に学生研究報告会と統計チュートリアルセミナーが統計データ利活用センターと和歌山県データ利活用推進センターで開催された。

全国研究大会, 学生研究報告会と統計チュートリアルセミナーでは総務省統計局, 統計センター, ならびに和歌山県のご後援をいただいた。研究報告会には, 会員ならびに一般参加者(非会員)を合わせて, 99名の参加があった。

### II. 研究大会プログラム

期間: 2018年9月10日(月)～9月11日(火)

研究大会 9月10日(月) 9:30～18:30

9月11日(火) 9:20～16:10

会員総会 9月10日(月) 15:10～16:10

懇親会 9月10日(月) 19:00～21:00

理事会 9月9日(日) 14:30～17:00

学生研究報告会

9月12日(水) 9:00～12:00

統計チュートリアルセミナー

9月12日(水) 13:20～17:00

会場: 和歌山県民文化会館, 和歌山県データ利活用推進センター

経済統計学会関西支部

経済統計学会第62回(2018年度)全国研究大会プログラム委員会

代表者 和歌山大学観光学部 大井 達雄

#### 9月10日(月)

9:10 受付開始(和歌山県民文化会館小ホールロビー)

9:30 開会

9:30～12:00 セッションA:企画セッション 会場:和歌山県民文化会館小ホール

#### 国民経済計算の新たな展開

コーディネータ・座長:櫻本 健(立教大学)

#### 1. 鈴木俊光(内閣府経済社会総合研究所)

先進主要国における分配QNA推計の実施状況とその位置づけ

#### 2. 赤木 芽(内閣府経済社会総合研究所)

産業関連表の行部門統合に係る影響の検証

3. 鈴木 晋 (内閣府経済社会総合研究所)・小林裕子 (エム・アール・アイリサーチアソシエイツ株式会社)

教育の質の変化を反映した実質アウトプット・価格の把握

4. 吉岡真史 (内閣府経済社会総合研究所)

シェアリング・エコノミー等新分野の経済活動の計測に関する調査研究

5. 山岸圭輔 (内閣府経済社会総合研究所)

法人企業統計を用いた営業余剰の推計

- 9:30~12:00 セッションB:企画セッション 会場:和歌山県民文化会館大会議室 (5F)

人口減少社会における諸課題と地方統計の利活用

コーディネータ・座長:菊地 進 (東北・関東支部)

1. 芦谷恒憲 (兵庫県企画県民部・兵庫県立大学)

地域統計の政策への活用事例と利用上の課題

2. 御園謙吉 (阪南大学)

市町村の類似団体類型に関する一考察

3. 上藤一郎 (静岡大学)

結婚の幸福度

—静岡県「少子化対策及び結婚等に関する県民意識調査」に基づく分析—

4. 大澤理沙 (釧路公立大学)

介護予防と地域のウォーカービリティに関する考察

5. 森 博美 (東北・関東支部)

数量化IV類による三大都市圏の移動圏分析

- 12:50~14:50 セッションC:企画セッション

会場:和歌山県民文化会館小ホール

日本の統計史を考える

コーディネータ・座長:小林良行 (総務省統計研究研修所)

1. 佐藤正広 (一橋大学経済研究所)

杉亨二と統計—維新を生きた蘭学者

2. 上藤一郎 (静岡大学)

杉亨二と Haushofer の『統計学教程』

3. 廣嶋清志 (東北・関東支部)

旧戸籍簿人口の再現住主義化過程

4. 岩橋正樹 (総務省政策統括官(統計基準担当))

我が国の産業分類の変遷—戦前から戦後,そして現在—

- 13:00~14:30 セッションD:一般報告

会場:和歌山県民文化会館大会議室 (5F)

自由論題

座長:藤井輝明 (大阪市立大学)

1. 小西 純・田村朋子 (公益財団法人 統計情報研究開発センター)

東京圏における人口増加地域の空間分布の性質

2. 米澤 香・新井郁子・安井浩子(公益財団法人 統計情報研究開発センター)  
国勢調査のミクロデータを用いた新世帯タイプの構築
3. 岡部純一(横浜国立大学)  
行政記録と統計制度の理論—ヨーロッパとインドの統計改革に関する比較分析

15:10~16:10 会員総会

会場:和歌山県民文化会館小ホール

16:30~18:30 セッションE:共通論題セッション(学会本部企画)

会場:和歌山県民文化会館小ホール

#### データ利活用推進のための取組と今後の課題

コーディネータ:大井達雄(和歌山大学) 座長:田中 力(立命館大学)

1. 谷道正太郎(総務省統計局・独立行政法人統計センター 統計データ利活用センター)  
統計データ利活用センターの活動について
2. 中内啓文(和歌山県データ利活用推進センター)  
データ利活用推進への取組について~日本のデータ利活用拠点を目指して~
3. 菊地 進(東北・関東支部)  
地方自治体における統計活用と統計データ利活用センターへの期待
4. 森 博美(東北・関東支部)  
データの統合利用から見た公的統計の現状と展開可能性

19:00~21:00 懇親会

会場:ガーデンテラスリーフ(ホテルアバローム紀ノ国1F)

#### **9月11日(火)**

9:05 受付開始(和歌山県民文化会館小ホールロビー)

9:20~11:20 セッションF:企画セッション

会場:和歌山県民文化会館小ホール

#### ミクロデータを用いた実証分析における地域情報の活用可能性

コーディネータ:大井達雄(和歌山大学)・伊藤伸介(中央大学)

座長:小西 純(公益財団法人 統計情報研究開発センター)

1. 栗原由紀子(立命館大学)  
生活時間データからみる地域特性について
2. 大井達雄(和歌山大学)  
観光経営の季節変動分析
3. 藤岡光夫(静岡大学)  
社会調査ミクロデータを利用したSPA法による地域課題分析
4. 村田磨理子(公益財団法人 統計情報研究開発センター)・伊藤伸介(中央大学)・出島敬久(上智大学)  
全国消費実態調査に含まれる居住地情報の活用可能性

9:30~12:00 セッションG:一般報告

会場:和歌山県民文化会館大会議室(5F)

## 自由論題

座長：池田 伸（立命館大学）

1. 橋本美由紀（高崎経済大学非常勤講師）  
有業介護者の介護支援利用の状況と生活時間
2. 作間逸雄（専修大学）  
国民経済計算における雇用者ストックオプションの取り扱いをめぐる
3. 坂下信之（総務省 統計研究研修所）  
諸外国における統計調査の欠測値補完方法の動向と手法の体系について
4. 坂田幸繁（中央大学）  
標本調査データによるモデル・パラメータの推定—尤度利用の実際—
5. 高橋将宜（東京外国語大学経営戦略情報本部）  
傾向スコアマッチングの適用による比率代入法の精度向上

9：20～10：50 セッションH：企画セッション 会場：和歌山県民文化会館中会議室（4F）

## 生産物分類

コーディネータ・座長：菅 幹雄（法政大学・日本統計研究所）

1. 宮川幸三（立正大学）  
生産物分類の必要性と北米生産物分類（NAPCS）
2. 菅 幹雄（法政大学・日本統計研究所）  
EUの生産物分類（CPA）について
3. 植松良和・永井一郎・坂田大輔（総務省政策統括官（統計基準担当））  
我が国の生産物分類策定の展望

11：00～13：00 セッションI：企画セッション 会場：和歌山県民文化会館中会議室（4F）

## 産業連関計算（表と分析）I

コーディネータ：朝倉啓一郎（流通経済大学）・橋本貴彦（立命館大学）  
座長：李 潔（埼玉大学）

1. 李 潔（埼玉大学）  
開放経済I-Oフレームワークによるシングルデフレーション・バイアスに関する研究—JSNA長期データからの計測と要因分析を含めて—
2. 朝倉啓一郎（流通経済大学）  
最終需要ベクトルの作成方法について
3. 菅 幹雄（法政大学・日本統計研究所）  
産業連関表（供給・使用表）作成シミュレーション・モデルの開発
4. 橋本貴彦（立命館大学）  
産業連関分析の応用と経済理論

11：30～13：00 セッションJ：企画セッション 会場：和歌山県民文化会館小ホール

## 貧困研究における統計利用

コーディネータ：水野谷武志（北海学園大学） 座長：福島利夫（東北・関東支部）

1. 村上雅俊（阪南大学）

2007年『就業構造基本調査』匿名データを用いたワーキングプアの分析

2. 宮寺良光（田園調布学園大学）

公的統計を用いた貧困問題研究の可能性の検討

13：30～15：30 セッションK：企画セッション 会場：和歌山県民文化会館大会議室（5F）

ジェンダー統計研究の先端的諸問題

コーディネータ：伊藤陽一（東北・関東支部） 座長：小野寺剛（環太平洋大学）

1. 吉田仁美（岩手県立大学）

障害者ジェンダー統計の諸問題

2. 渡辺美穂（独立行政法人国立女性教育会館）

人身取引をめぐるジェンダー統計の現状と課題

3. 杉橋やよい（金沢大学）

男女間賃金格差の国際比較の試み—指標と国際賃金統計の吟味を通じて—

4. 伊藤陽一（東北・関東支部）

女性・平和・安全保障とジェンダー統計

—安保理決議1325の国際・国内的動向の検討を通じて—

13：30～15：30 セッションL：企画セッション 会場：和歌山県民文化会館小ホール

統計改革に関する動向について

コーディネータ・座長：谷道正太郎（総務省統計局・独立行政法人統計センター  
統計データ利活用センター）

1. 大浦 修（総務省政策統括官（統計基準担当）付統計企画管理官室）

統計法の改正—調査票情報の二次的利用を中心として—

2. 中村英昭（総務省統計局物価統計室）

消費者物価指数における借家家賃の経年調整について

3. 杉田貴司・櫻井智章（総務省統計局消費統計課）

消費動向指数（CTI）及び消費動向指数研究協議会の取組状況

4. 高井 勉・武藤杏里・山下雅代（独立行政法人統計センター）

公的統計マイクロデータ，POSデータ等を用いた消費動向の分析

13：30～16：10 セッションM：企画セッション 会場：和歌山県民文化会館中会議室（4F）

産業連関計算（表と分析）Ⅱ

コーディネータ：朝倉啓一郎（流通経済大学）・橋本貴彦（立命館大学）

座長：橋本貴彦（立命館大学）

1. 楊 淨（埼玉大学大学院）

WIODによる中国対日・米・欧・アジアの貿易構造分析

2. 張 南（広島修道大学）

Measuring Global Flow of Funds：A Case Study on China, Japan and the United States

3. 木下英雄 (大阪経済大学)  
労働需要変化に対するその諸要因変化の貢献度分析
4. 尹 清洙 (長崎県立大学)  
産業連関計算と応用一般均衡分析から見る情報の二重性
5. 泉 弘志 (関西支部)・戴 艶娟 (広東外語外貿大学)・李 潔 (埼玉大学)  
日本・中国・韓国・米国の全労働生産性上昇率の計測とその要因分析

**9月12日(水) 午前**

9:00～12:00 学生研究報告会 (学会本部企画)

会場：統計データ利活用センター・和歌山県データ利活用推進センター (南海和歌山市駅ビル5階)

9:00 開催挨拶 菊地 進 (東北・関東支部)

1. 「和歌山県における人口移動の実証分析」

和歌山大学 (大溝里奈, 高瀬日菜子, 椿本夏生, 藤田玲美)

2. 「予定子ども数と理想子ども数に基づく静岡県の地域別将来人口推計」

静岡大学 (新井慎二, 石丸紘也, 岡本旬平, 川田萌恵, 岸端献斗, 手塚聖也,  
永井義将, 二口誉之, 今井美祐, 木戸脇克, 小間実範, 橋本崇樹,  
平松優佳, 山田将史, 望月雄太)

3. 「介護, 人手不足, 貧困を巡る経済と経済統計の活用」

立命館大学 (羽田望里)

4. 「最低賃金が所得分布に与える影響」

立教大学 (則竹悟宇)

11:00 質疑と討論

**9月12日(水) 午後**

13:20～17:00 統計チュートリアルセミナー (学会本部企画)

『地方自治体における統計データの利活用』

会場：統計データ利活用センター・和歌山県データ利活用推進センター (南海和歌山市駅ビル5階)

司会 菊地 進 (東北・関東支部)

13:00 受付

13:20 開催挨拶 大井達雄 (和歌山大学)

報告

- 13:30 「統計データ利活用センターの活動について」

谷道正太郎 (総務省統計局・独立行政法人統計センター 統計データ利活用センター)

- 14:00 「京都府と久御山町の若手職員による統計スキルアップモデル事業について」

石山喜治, 今西花梨, 大江拓也 (京都府政策企画部企画統計課)

- 14:30 「豊岡市のインバウンド戦略について」

川角洋祐 (豊岡市・一般社団法人豊岡観光イノベーション経営管理部)

- 15:10 「御所市の統計低活用の問題分析と活性化の方向性」

山口稔之, 吉岡 聖 (御所市統計研究会)

15:40 「地方経済の計り方とそこから見える統計的課題」

永尾吉賞(和歌山県調査統計課分析班)

16:10 質 疑

17:00 閉 会

経済統計学会第62回(2018年度)全国研究大会プログラム委員会			
委員長	大井達雄(関西支部)		
副委員長	橋本貴彦(関西支部)		
委員	水野谷武志(北海道支部)	吉田 央(東北・関東支部)	
	伊藤 純(東北・関東支部)	中敷領孝能(九州支部)	

### Ⅲ. 会員総会

9月9日(日)14時30分よりの理事会審議を経て、2018年度会員総会が9月10日(月)に開催され、下記事項が審議・報告承認された。

#### 1. 報告事項

(1) 入退会及び異動(敬称略)

北海道支部：会員数10名

転入会員(1名)	鈴木雄大	立教大学→北海学園大学	東北・関東支部→北海道支部
自主退会(1名)	高橋多美子		
除 籍(1名)	鳴海清人		

東北・関東支部：会員数126名(正会員111名・シニア会員2名・院生会員4名・その他会員9名)

新入会員(8名)	塩谷昌史	東北大学東北アジア研究センター	推薦者：伊藤陽一・山口秋義
	松本一郎	大正大学	推薦者：松丸和夫・坂田幸繁
	宮寺良光	田園調布学園大学	推薦者：水野谷武志・畠中 亨
	岩橋正樹	総務省政策統括官	推薦者：坂田大輔・櫻本 健
	楊 淨	埼玉大学大学院(院生会員)	推薦者：李 潔・朝倉啓一郎
	小林裕子	エム・アール・アイリサーチアソシエイツ(株)	推薦者：櫻本 健・菊地 進
	金 志映	日本貿易振興機構アジア経済研究所	推薦者：萩野 覚・田原慎二
	山澤成康	跡見学園女子大学	推薦者：坂田大輔・櫻井智章
転出会員(2名)	栗原由紀子	弘前大学→立命館大学	東北・関東支部→関西支部
	鈴木雄大	立教大学→北海学園大学	東北・関東支部→北海道支部
所属変更(3名)	児玉直美	一橋大学→日本大学	
	小巻泰之	日本大学→大阪経済大学	
	坂田大輔	立教大学→総務省政策統括官付	
	倉田知秋	立教大学→総務省政策統計官付	
自主退会(6名)	佐伯芳子, 高山洋一, 深川通寛, 池永輝之, 山口忠利, 二上唯夫		
死亡退会(1名)	山田 茂		

関西支部：会員数83名（正会員67名・シニア会員11名・院生会員3名・その他会員2名）

新入会員（2名）	三浦 剛	大阪府福祉部高齢介護室	推薦者：橋本貴彦・御園謙吉
	谷道正太郎	総務省統計局・統計センター	推薦者：小林良行・大井達雄
転入会員（1名）	栗原由紀子	弘前大学→立命館大学	東北・関東支部→関西支部
転出会員（1名）	渡邊淳司	岡山大学大学院→内閣府	関西支部→東北・関東支部
所属変更（2名）	坂西明子	奈良県立大学→立命館大学	
	田添篤史	京都大学大学院→三重県立短大	
自主退会（2名）	森 佳子, 劉 瑞興		
死亡退会（1名）	岩井 浩		

九州支部：会員数12名（会員の移動なし）

(2) 2019年度全国研究大会の開催について

2019年度研究大会は東北・関東支部が担当し、東北学院大学において開催予定であることが報告された。なお、開催日は2019年9月の第1週（9月6日～8日）で検討中。

(3) 機関誌『統計学』創刊60周年記念事業の進捗状況

機関誌『統計学』創刊60周年記念事業について、大井達雄委員長より現状報告があった。

(4) 学会賞について

2018年度の経済統計学会賞について、坂田幸繁委員長より該当者なしとの報告があった。

2. 報告承認事項

(1) 新学会長並びに新常任理事長の承認について

理事会で新学会長候補として金子治平会員が選出され総会で承認された。新常任理事については、理事会で上藤一郎会員の再任が承認され総会で報告された。

(2) 2020年度全国研究大会開催支部について

2020年度研究大会は関西支部による開催とすることが承認された。

(3) 2019年度全国プログラム委員会委員長、副委員長、委員（2017年9月～2018年9月）の選出

以下の会員が選出され承認された。なお委員については後日選出され理事会で報告された。

委員長：伊藤伸介（中央大学）

副委員長：伊藤 純（昭和女子大学）

委員：鈴木雄大（北海学園大学）、大井達雄（和歌山大学）、栗原由紀子（立命館大学）、山口秋義（九州国際大学）

(4) 学会法人化に関するWGの設置について

学会法人化について、調査・検討をおこなうためWGの設置が認められた。

- (5) 機関誌『統計学』創刊60周年記念事業委員会の1年延長と関連事業に関するWGの設置について

60周年記念事業委員会は規定により2018年度で終了することとなっていたが、2019年度までの1年間延長とそれに伴う予算措置が認められた。また記念事業に関連する新事業を検討するためWGの設置が認められた。

- (6) 2017年度全国会計報告・会計監査報告

小野寺剛会員の会計監査を受けた2017年度全国会計決算について栗原由紀子全国会計担当理事より報告が行われ、了承された。(本記事末尾の【資料1】の決算書参照)

- (7) 2018年度会計中間報告

栗原由紀子全国会計担当理事より2018年度全国会計予算案の執行状況について報告があり承認された。

- (8) 2019年度全国会計予算案

栗原由紀子全国会計担当理事より2019年度全国会計予算案の報告を受け、了承された(本記事末尾の【資料2】の予算書参照)。

- (9) 2017年度支部活動交付金収支報告

支部活動交付金収支報告は提出が遅れている支部があることから、後日理事会で報告することが承認された。

- (10) 全国会計の選出

全国会計担当に栗原由紀子会員(立命館大学)の再任が承認された(任期:2018年9月~2019年9月会員総会)。

- (11) 編集委員長、および委員(2018年度)の選出について

常任理事長のもと2018年度末までに次年度委員会構成を理事会に提案することが承認された。

[参考] 2018年度編集委員会(任期:2018年4月から2019年3月まで)

東日本ブロック 水野谷武志(2018年度 編集委員長),

小林良行(再任), 山田 満(再任)

西日本ブロック 池田 伸(新任, 2018年度編集副委員長, 2019年度編集委員長),

松川太一郎(新任)

- (12) HP委員会委員長(NL担当を含む)の選出について

HP委員会委員長に御園謙吉会員の再任が承認された(任期:2018年9月~2020年9月会員総会)。

- (13) 学会賞選考委員会委員について

学会賞選考委員会については、役職上の委員である金子治平学会員(会長)と上藤一郎会員(常任理事長)を除き、委員長も含めて後日理事会に提案することが承認された。

## 【資料1】

## 経済統計学会 2017年度決算

(自2017年4月1日～至2018年3月31日)

収 入	予算	決算	差額	支 出	予算	決算	差額
前期繰越	3,607,026	3,842,457	235,431	1. 誌代	1,200,000	639,071	-560,929
1. 会費収入	1,922,000	1,922,000	0	(1)『統計学』112号(通常分)	600,000	285,760	-314,240
(1)誌代・編集費	1,180,000	1,151,200	-28,800	(2)『統計学』113号(通常分)	600,000	353,311	-246,689
・北海道支部	58,400	48,000	-10,400	2. 本部事業費	795,000	800,855	5,855
・東北・関東支部	663,600	632,400	-31,200	(1)事務委託費	0	20,000	20,000
・関西支部	401,600	414,400	12,800	(2)ニューズレター発行費 (第48号, 第49号, 第50号分)	125,000	126,793	1,793
・九州支部	56,400	56,400	0	(3)研究大会関連経費	300,000	107,238	-192,762
(2)本部経費	672,000	660,800	-11,200	・大会準備金	200,000	0	
・北海道支部	33,600	28,000	-5,600	・プログラム印刷・発送費	100,000	107,238	
・東北・関東支部	372,400	355,600	-16,800	(4)通信・交通費	200,000	64,440	-135,560
・関西支部	232,400	243,600	11,200	・学会封筒代		46,440	
・九州支部	33,600	33,600	0	・通信費		18,000	
(3)団体会員会費	70,000	110,000	40,000	(5)名簿作成費	60,000	66,515	6,515
2. 雑収入	1,000	24,053	23,053	(6)HP関係経費	10,000	343,731	333,731
・受取利子	1,000	53	-947	・レンタルサーバー・ドメイン代	10,000	11,731	
・『統計学』113号非会員掲載料	0	24,000	24,000	・HP維持管理費	0	42,000	
3. 60周年記念事業	2,400,000	2,300,000	-100,000	・HPリニューアル委託費	0	290,000	
・60周年記念事業積立金 (前期繰越)	2,400,000	2,300,000	-100,000	(7)その他の事業費	100,000	72,138	-27,862
				・理事選挙関係経費	0	68,844	
				・その他	100,000	3,294	
				3. 支部活動交付金	312,000	306,800	-5,200
				・北海道支部	15,600	13,000	-2,600
				・東北・関東支部	172,900	165,100	-7,800
				・関西支部	107,900	113,100	5,200
				・九州支部	15,600	15,600	0
				4. 60周年記念事業	2,400,000	2,300,000	-100,000
				・『統計学』記念特集分発行経費	600,000	291,972	-308,028
				・60周年記念事業積立金 (次期繰越)	1,800,000	2,008,028	208,028
				5. 予備費	200,000	0	-200,000
				次期繰越	3,023,026	4,041,784	1,018,758
収入合計	7,930,026	8,088,510	158,484	支出合計	7,930,026	8,088,510	158,484

2018年3月31日現在の資産  
総合口座 5,282,394  
振替口座 764,537  
現金 2,881  
合計 6,049,812

上記、相違ありません。

2018年8月30日 経済統計学会 全国会計 栗原由紀子 印

2017年度経済統計学会全国会計の会計監査にあたり、収入支出に伴う関係書類及び関係証票、預金通帳等を慎重に審査した結果、いずれも正確かつ適正であることを認めます。

2018年8月30日 経済統計学会 会計監査 小野寺剛 印

## 【資料2】

## 経済統計学会 2019年度予算

(自2018年4月1日～至2019年3月31日)

収 入	2018予算	2019予算	差額	支 出	2018予算	2019予算	差額
前期繰越	3,925,147	4,267,923	342,776	1. 誌代	1,200,000	1,200,000	0
1. 会費収入	1,912,000	1,886,000	-26,000	(1)『統計学』114号(通常分)	600,000		
(1)誌代・編集費	1,151,200	1,129,200	-22,000	(2)『統計学』115号(通常分)	600,000		
・北海道支部	48,000	48,000	0	(1)『統計学』116号(通常分)		600,000	
・東北・関東支部	632,400	625,200	-7,200	(2)『統計学』117号(通常分)		600,000	
・関西支部	414,400	399,600	-14,800	2. 本部事業費	934,000	1,034,000	100,000
・九州支部	56,400	56,400	0	(1)事務委託費	20,000	20,000	0
(2)本部経費	660,800	646,800	-14,000	(2)ニューズレター発行費	150,000	150,000	0
・北海道支部	28,000	28,000	0	(3)研究大会関連経費	300,000	300,000	0
・東北・関東支部	355,600	352,800	-2,800	・大会準備金	200,000	200,000	0
・関西支部	243,600	232,400	-11,200	・プログラム印刷・発送費	100,000	100,000	0
・九州支部	33,600	33,600	0	(4)通信・交通費	200,000	200,000	0
(3)団体会員会費	100,000	110,000	10,000	(5)名簿作成費	70,000	70,000	0
2. 繰入金	200,000	0	-200,000	(6)HP関係経費	94,000	94,000	0
・大会準備金の償還	200,000	0	-200,000	・レンタルサーバー・ドメイン代	10,000	10,000	0
3. 雑収入	500	500	0	・ホームページ維持管理費	84,000	84,000	0
・受取利子	500	500	0	(7)その他の事業費	100,000	200,000	100,000
4. 60周年記念事業	2,008,028	1,908,028	-100,000	・理事選挙関係経費	30,000	0	-30,000
・60周年記念事業積立金 (前期繰越)	2,008,028	1,908,028	-100,000	・学会法人化に向けた調査等経費	0	100,000	100,000
				・その他	70,000	100,000	30,000
				3. 支部活動交付金	306,800	300,300	-6,500
				・北海道支部	13,000	13,000	0
				・東北・関東支部	165,100	163,800	-1,300
				・関西支部	113,100	107,900	-5,200
				・九州支部	15,600	15,600	0
				4. 60周年記念事業	2,008,028	1,908,028	-100,000
				・『統計学』記念特集分発行経費	400,000	200,000	-200,000
				・記念特集編集経費	200,000	100,000	-100,000
				・60周年記念事業積立金 (次期繰越)	1,408,028	1,608,028	200,000
				5. 予備費	200,000	200,000	0
				次期繰越	3,396,847	3,420,123	23,276
収入合計	8,045,675	8,062,451	16,776	支出合計	8,045,675	8,062,451	16,776

## 機関誌『統計学』投稿規程

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

### 1. 総則

#### 1-1 投稿者

会員（資格停止会員を除く）は本誌に投稿することができる。

#### 1-2 非会員の投稿

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

#### 1-3 未発表

投稿は未発表ないし他に公表予定のない原稿に限る。

#### 1-4 投稿の採否

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

#### 1-5 執筆要綱

原稿作成には本会執筆要綱にしたがう。

### 2. 記事の分類

#### 2-1 研究論文

以下のいずれかに該当するもの。

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

#### 2-2 報告論文

研究論文に準じる内容で，研究成果の速やかな報告をとくに目的とする。

#### 2-3 書評

統計関連図書や会員の著書などの紹介・批評。

#### 2-4 資料

各種統計の紹介・解題や会員が行った調査や統計についての記録など。

#### 2-5 フォーラム

本会の運営方法や統計，統計学の諸問題にたいする意見・批判・反論など。

#### 2-6 海外統計事情

諸外国の統計や学会などについての報告。

#### 2-7 その他

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

思われる記事。

### 3. 原稿の提出

#### 3-1 投稿

原稿の投稿は常時受け付ける。

#### 3-2 原稿の送付

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

#### 3-3 原稿の返却

投稿された原稿（電子媒体を含む）は、一切返却しない。

#### 3-4 校正

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

#### 3-5 投稿などにかかわる費用

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

#### 3-6 掲載証明

掲載が決定した原稿の「受理証明書」は学会長が交付する。

### 4. 著作権

#### 4-1 本誌の著作権は本会に帰属する。

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

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

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

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

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

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

編集委員会からのお知らせ  
機関誌『統計学』の編集・発行について

編集委員会

2016年9月より、新しい規程にもとづいて、「研究論文」と「報告論文」が設定されました。皆様からの積極的な投稿をお待ちしております。

1. 投稿は、常時、受け付けています。なお、書評、資料および海外統計事情等については、下記の[注記3]をご確認下さい。
2. 次号以降の発行予定日は、  
第116号：2019年3月31日、第117号：2019年9月30日です。
3. 投稿に際しては、新規規程にもとづく「投稿規程」、「執筆要綱」、および「査読要領」などをご熟読願います。最新版は、学会の公式ウェブサイトをご参照下さい。
4. 原稿は編集委員長（下記メールアドレス）宛にお送り下さい。
5. 原稿はPDF形式のファイルとして提出して下さい。また、紙媒体での提出も旧規程に準拠して受け付けます。紙媒体の送付先は編集委員長宛にお願いします（住所は会員名簿をご参照下さい）。
6. 原則として、すべての投稿原稿が査読の対象となります。
7. 投稿から発刊までに要する期間は、通常3ヶ月以上を要します。投稿にあたっては十分に留意して下さい。

編集委員会、投稿応募についての問い合わせは、  
下記編集委員長宛メールアドレス宛に連絡下さい。

[editorial@jsest.jp](mailto:editorial@jsest.jp)

編集委員長 水野谷武志（北海学園大学）  
副委員長 池田 伸（立命館大学）  
編集委員 小林良行（総務省統計研究研修所）  
松川太一郎（鹿児島大学）  
山田 満（東北・関東支部）

[注記1] 『統計学』の定期刊行に努めておりますので、できるかぎり早期のご投稿をお願いします。116号（2019年3月31日発行予定）への掲載を想定した場合、「研究論文」と「報告論文」の原稿は、2019年1月初旬を目途として、遅くともそれまでにご投稿下さい。

[注記2] 「研究論文」と「報告論文」は、別個に査読し、区分を変更しません。投稿に当たっては自分で申告して投稿しますが、この点ご留意下さい。

[注記3] 書評、資料および海外統計事情等については、執筆、推薦、および依頼等をお考えの会員がられましたら、企画や思いつきの段階で結構ですので、できるだけ早い段階で、編集委員会にご一報下さい。

以上

編集後記

本誌に投稿していただきました執筆者の皆様、そして快く査読をお引き受けいただきました査読者の皆様にご挨拶申し上げます。引き続き、会員の皆様からの積極的な投稿をお待ちしております。

（水野谷武志 記）



## 執筆者紹介

高部 勲	(総務省統計局)	山下智志	(統計数理研究所)
大澤理沙	(釧路公立大学経済学部)	橋本貴彦	(立命館大学経済学部)
稲葉和夫	(立命館大学経済学部)		

## 支 部 名

## 事 務 局

北 海 道	062-8605	札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部 (011-841-1161)	水野谷武志
東 北・関 東	192-0393	八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3406)	伊藤伸介
関 西	640-8510	和歌山市栄谷 930 和歌山大学観光学部 (073-457-8557)	大井達雄
九 州	870-1192	大分市大字且野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西村善博

## 『統計学』編集委員

水野谷武志 (北海道) [委員長]	池田 伸 (関 西) [副委員長]
小林良行 (東北・関東)	松川太一郎 (九 州)
山田 満 (東北・関東)	

## 統 計 学 No.115

2018年9月30日 発行	発行所	経 済 統 計 学 会 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 音羽リスマチック株式会社 TEL/FAX 03 (3945) 3227 E-mail: office@jsest.jp http://www.jsest.jp/
	発行人	代表者 西村善博
	発売所	音羽リスマチック株式会社 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 TEL/FAX 03 (3945) 3227 E-mail: otorisu@jupiter.ocn.ne.jp 代表者 遠藤 誠

# STATISTICS

---

No. 115

2018 September

---

## Articles

New Statistical Matching Method Using Multinomial Logit Model  
.....Isao TAKABE (1)

The Effect of Accessibility to Long-term Care Services on Regional Variations of  
Long-term Care Utilization : A Case Study of Municipalities in Hokkaido  
..... Risa OSAWA (18)

Cost Criterion and Productivity Criterion : An Empirical Study Using the World  
Input-Output Database  
..... Takahiko HASHIMOTO (33)

## Book Reviews

Maho SHIRAIISHI, *Empirical analysis of a planned economy : China's economic  
development*, Kyoto University Press, Kyoto, 2016  
..... Kazuo INABA (45)

## Activities of the Society

The 62<sup>nd</sup> Session of the Society of Economic Statistics ..... (49)  
Prospects for the Contribution to the *Journal* ..... (60)

---

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS

---