

# 農協の共済事業の効率性に関する検証

播磨谷 浩三

## 要旨

近年、農協（JA）の経営について、金融事業に過度に依存しているとの批判が集中しているが、その実情は必ずしも明らかにされていない。本論では、JAの共済事業に焦点を当て、2004年度から2018年度までのデータを用いて、その都道府県レベルにおけるパフォーマンスと決定要因について産出指向の距離関数に基づく検証を行った。結果、信用事業を対象に検証を行った先行研究で明らかにされた内容とは大きく異なり、正組合員比率の高さなどの農業基盤が高いと考えられる地域ほどパフォーマンスが高く、金融事業のプレゼンスが低い地域の方がパフォーマンスは低いことが確かめられた。ただし、県内総生産に占める第1次産業の比率に基づいてサンプルを分割して地域間比較を行ったところ、大都市圏のパフォーマンスが必ずしも低いわけではなく、農業の基盤がそれほど強くなく、潜在的な顧客層と考えられる非組合員があまり多くない地域において、パフォーマンスが低くなる傾向にあることが確かめられた。

キーワード：農協、共済事業、効率性、距離関数

## 目次

1. はじめに
2. JA共済の現状
3. 分析手法
  - 3.1 距離関数に基づく確率的フロンティアモデル
  - 3.2 データ
4. 分析結果
  - 4.1 非効率性の決定要因
  - 4.2 非効率性の地域間格差
5. まとめと課題

### 1. はじめに

2016年4月に施行された改正農協法では、地域農協が農業所得の増大に対する貢献度を高めることを狙いとしている。しかしながら、近年の農協（JA）は金融事業への依存が著しく、本来のあるべき姿から乖離しているとの批判も少なくない。2018年度決算では、全国の農協の約6割において本業の農業関連事業が赤字となっており、収益構造として金融事業が本業を支えている状況が常態化している先が少なくないことを示唆している。

農協の金融事業は、信用事業と共済事業に分類される。個々の農協の信用事業は、都道府県レベルの信用農業協同組合連合会（JA信連）、全国レベルの農林中金とともに、JAバンクとして一体的な事業運営が行われている。同様に、個々の農協の共済事業は、全国共済農業協同組合連合会（JA共済連）とともに、JA共済として一体的な事業運営が行われている。つまり、信用事業のように都道府県レベルと全国レベルが分離されていないのが、共済事業の特色となっている。

他方、事業規模の違いを反映してか、信用事業と比べると、共済事業については世間一般の関心の度合いはそれほど高くないのが実情である。総合農協の2018年度決算の事業総利益に占めるそれぞれの事業総利益の比率を比較すると、信用事業が42.4%であったのに対して、共済事業は25.8%であった<sup>1)</sup>。ただ、2018年度末時点におけるJAバンクの貸出金シェアは3.3%であったのに対して、同時点の個人保険の保有契約残高に占めるJA共済のシェアは11.5%であり、信用事業よりも共済事業の方がプレゼンスは高いのが実情である<sup>2)</sup>。また、農業以外の事業に従事する人が大部分を占める准組合員の数が正組合員の数を凌駕し、かつ後者の減少傾向が続く状況にあって、農業従事者以外の顧客を対象に事業を展開せざるを得ないという点で、現在の農協の共済事業は信用事業と同じ課題を抱えているといえよう。

本論では、農協の共済事業を都道府県レベルで効率性の観点から検証し、その違いをもたらす背景を地域特性などとの関係から考察する。農協の金融事業への依存の問題に関しては、農協改革の観点から、行政サイドにおいて様々な提起がこれまでなされている<sup>3)</sup>。他方、実証分析に基づく学術的な検証は、積極的に行われてきたとは言いがたい。複数の事業を担う総合農協としての特性を、範囲の経済性や効率性を推定することで検証した先行研究としては、全国を対象とした川村(1991)や、特定地域を対象とした近藤・廣政(1993)、Sueyoshi(1999)、Yamamoto et al.(2006)などがある。これらの分析では必ずしも金融事業の問題に焦点を当てていないのに対して、堀江・有岡(2020)では信用事業に着目し、その事業利益率が中央機関である農林中央金庫からの預け金を通じた利益補助によって嵩上げされている可能性を指摘している<sup>4)</sup>。また、Harimaya and Kagitani(2019)では都道府県ベースでJAバンクの効率性を推定し、農業生産シェアや正組合員比率などとの関連から、その格差をもたらす背景を検証している。さらに、中里(2017)では個々の地域農協の農業向け貸出が縮小している状況を踏まえ、信用事業の存続の可否について論じている。しかし、渡辺(1998, 2000)などの例外を除き、JA共済の課題について実証的な検証を行ったものはほとんど存在しないのが実情である。この大きな要因は、分析に必要な入手可能なデータの制約や、後述する主力商品が生保と損保にまたがっているというJA共済の経営特性にも求められるであろう。本論の構成は以下の通りである。

まず、第2章では、JA共済の現状について保有契約の推移から考察する。第3章では、本論で採用する分析手法と分析に際して用いるデータについて説明する。第4章では、分析結果をまとめ、そこから得られる政策的な含意について述べる。最後に、第5章において本論全体の総括を行う。

## 2. JA共済の現状

不特定多数の者を対象に営業することができる保険とは異なり、共済は非営利で運営されており、加入するためには組合員になる必要がある。JA共済の場合も、農家組合員以外の一般の人が加入する場合は、原則的にJAに出資金を支払うことで、准組合員になる必要がある。JA共済では、「ひと・いえ・くるま」の総合保障を掲げており、18種類の商品が提供されている。農林水産省が公表している『総合農協統計表』では、長期共済と短期共済に区別して、年度末時点の計数が公表されている。

図1は、長期共済の期末保有契約高の推移を主要な商品別にまとめたものであるが、一貫して減少傾向にあることが見て取れる。2018年度は252兆6608億円であり、2003年度と比較して約3割減少している。各年度の内訳で興味深いのは、終身共済がほぼ3割前後で安定的に推移しているのに対し、養老生命共済が3割から1割程度にまで低下している点である。個人保険の保有契約高は、生命保険協会に加盟する民間の生保会社においても減少傾向にあり、かつ貯蓄性の高い養老保険の保有契約高の減少が、長引く利回りの低下による金融商品としての魅力の低下で顕著となっている<sup>5)</sup>。したがって、JA共済の状況が特段悪いわけでは決してない。なお、その他共済には医療共済やこども共済、介護共済などが含まれる。2018年度におけるシェアは4.7%とわずかではあるが、2003年度の1.1%から緩やかに増加する傾向にある。

保有契約高の総額が減少傾向にある中で、養老生命共済とは対照的にシェアを伸ばしているのが、建物更生共済である。JA共済が販売する建物更生共済は、原則掛け捨ての火災保険とは異なり、満期時には満期共済金や満期時割



戻金、据置割戻金が受け取れるのが特色である。建物更生共済が長期共済に占めるシェアは、2003年度の41.0%から2018年度の56.4%へと、15ポイント以上も増加している。ただし、契約高で見ると、2003年度の154兆円から2018年度の142兆円へと、10兆円近く減少している。

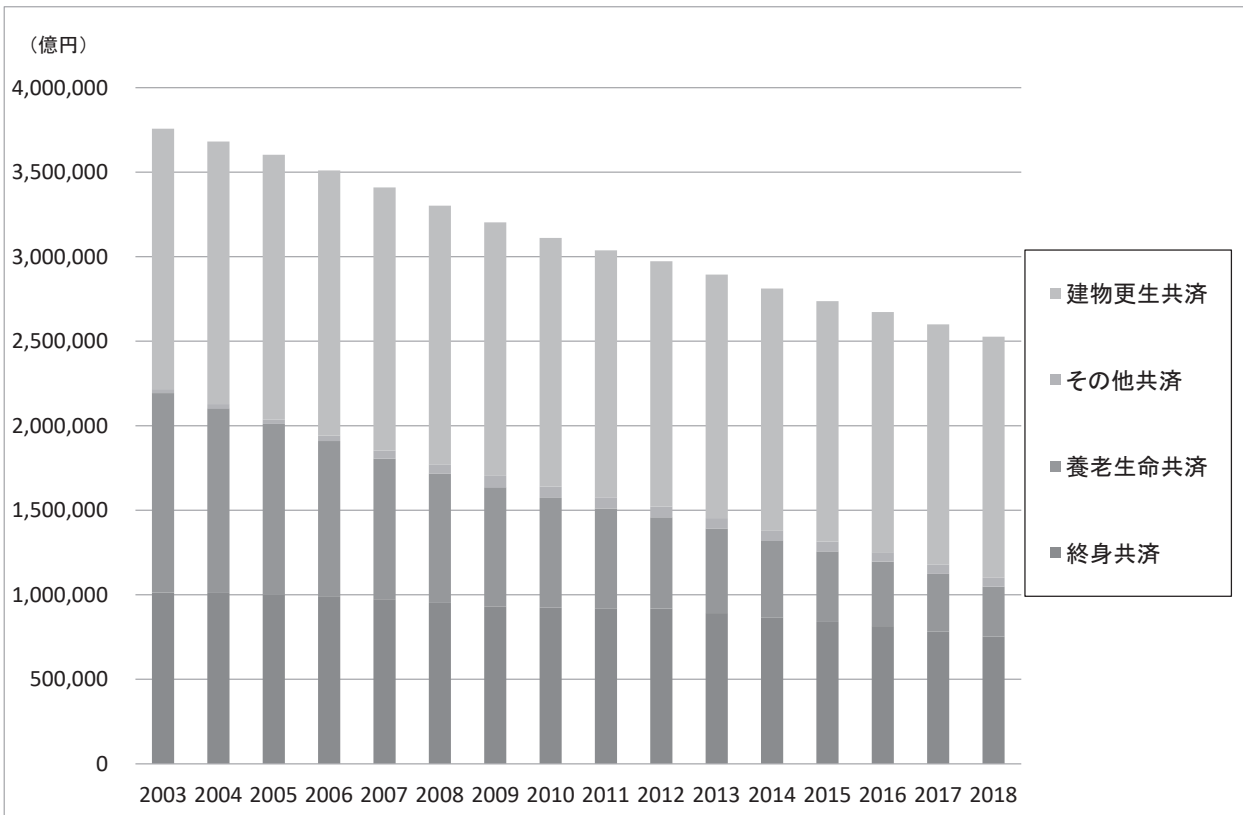


図1. 長期共済の期末保有契約高の推移

次に、これら長期共済の年度毎の新契約高の推移について見ていくこととする。図2は、図1と同様、主要な商品別にまとめたものである。期末保有契約高の推移とは異なり、増減が激しいことが見て取れる。興味深いのは、2005年度以降は緩やかな減少傾向にあったものが、2017年度に急増している点である。これは、2016年度から2017年度にかけて、建物更生共済の新契約高が約3倍と大幅に増加したことに理由が求められる。2017年4月に商品の仕組が改訂され、これまでの10倍保障から30倍保障まで可能になり、しかも掛金が割安になった。前年4月の熊本地震や8月の台風の続発による自然災害で、大衆の意識が長期保障に向けた可能性も無視できないであろう。2018年度の新契約高の総額に占めるシェアは、89.4%にも達している。

建物更生共済が急増したのとは対照的に、従来の生命総合共済の主力商品であった終身共済は急減している。ピーク時の2012年度には新契約高の総額の40.9%を占めていたが、2018年度は7.2%と30ポイント以上も減少している。契約高で見ても、2018年度は約2兆円であり、ピーク時の2007年度の6分の1以下の水準となっている。

このように、伝統的な長期性の保険商品という観点から見ると、JA共済も民間の生保会社と同様に厳しい経営環境に直面していると言える。では、損害保険に相当する短期共済についてはどのように変わっているのかについて見ていくこととする。図3は、保険料に相当する共済掛金の内訳の推移を、短期共済の主要な商品別にまとめたものである。まず、図2とは大きく異なり、合計の金額が安定的に推移していることが見て取れる。2014年度をピークに緩やかに減少傾向にあるものの、2018年度の4789億円は2003年度の4713億円をわずかではあるが上回っている。商品別の内訳では、自動車共済が7割以上を占めて推移している。それに次ぐのは自賠責共済であり、自動車共済と合わせると9割近くを占めている。自動車関連の正味保険料収入が大きなシェアを占めるのは損害保険協会に加盟する民間の損保会社でも同じであるが、2018年度においても6割強の水準であり、JA共済が突出して高いことが理解で

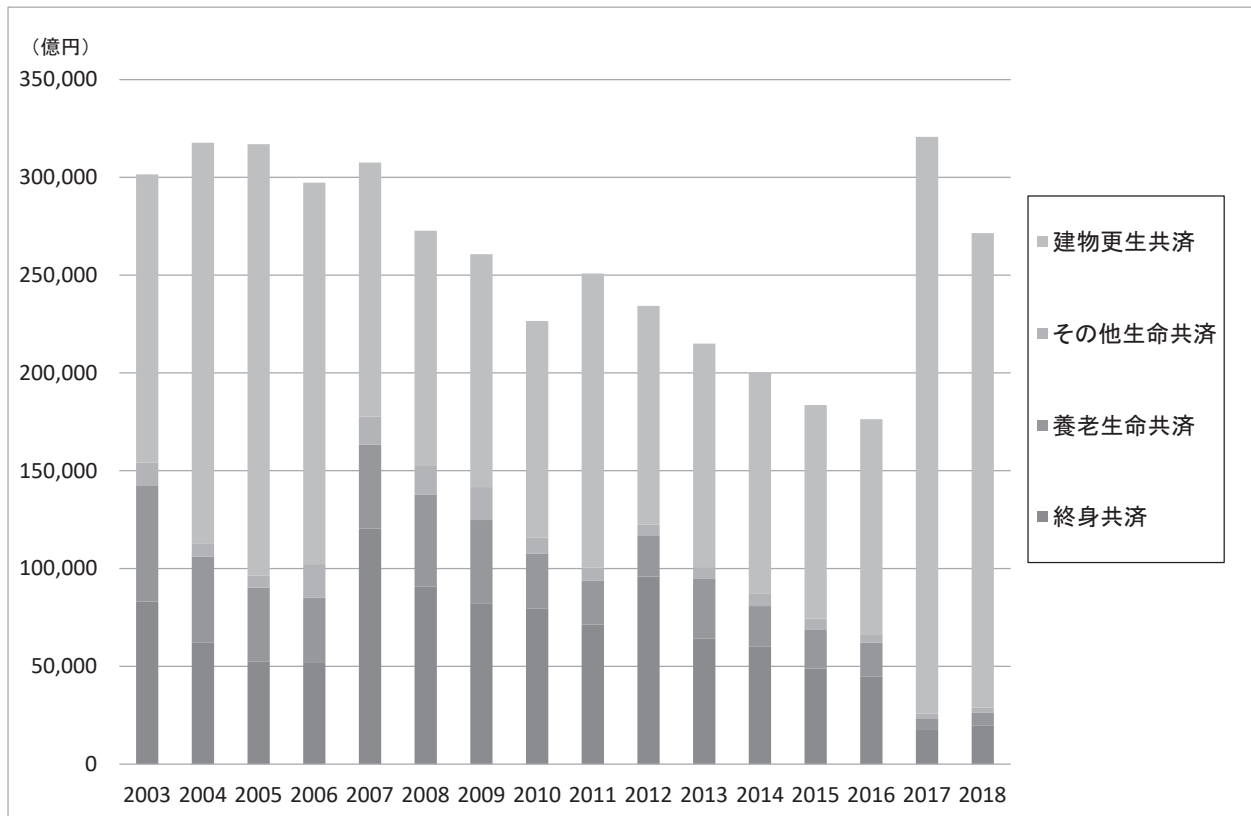


図2. 長期共済の新契約高の推移

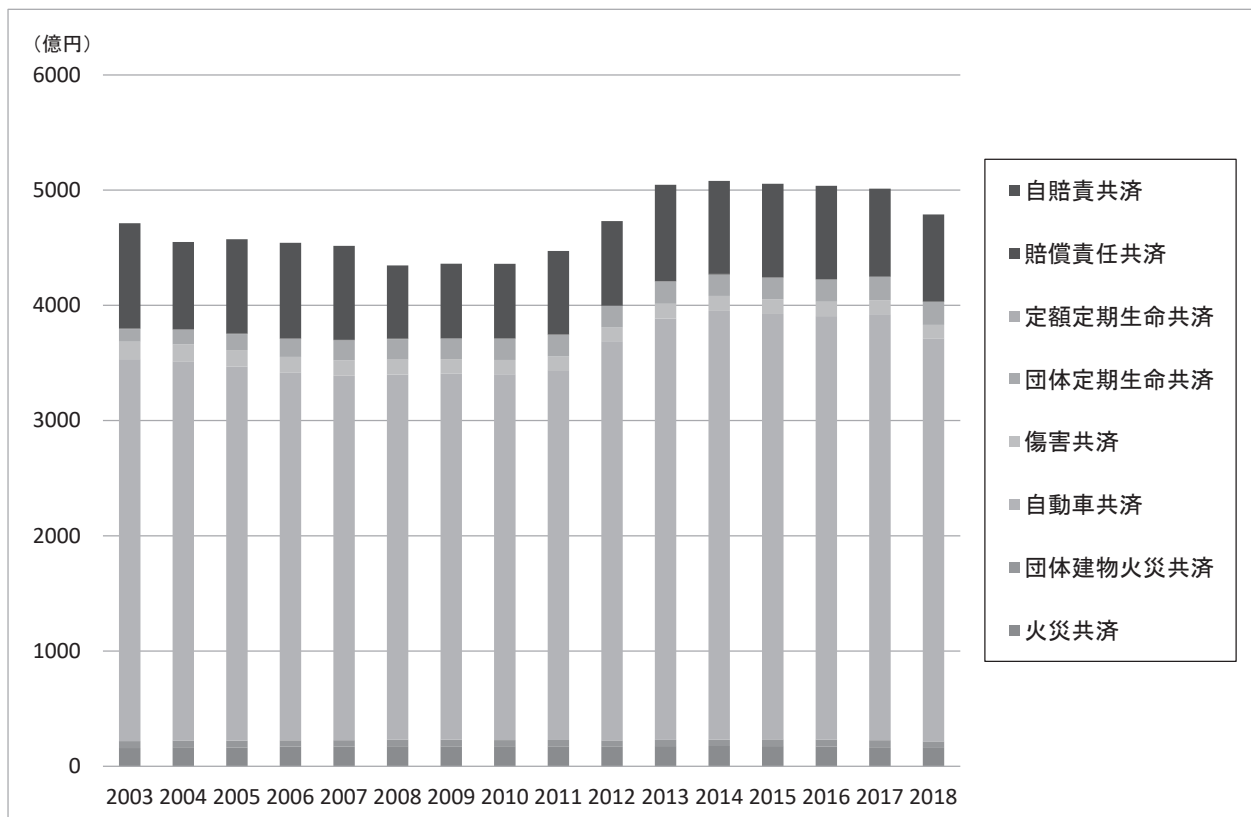


図3. 短期共済の共済掛金の推移

きる。長期共済の建物更生共済も民間の火災保険に類似した保障内容であることを考え合わせると、現在のJA共済の収益基盤は伝統的な個人向け損害保険にあると推察される。

### 3. 分析手法

#### 3.1 距離関数に基づく確率的フロンティアモデル

本論では、都道府県レベルのJA共済の効率性を、距離関数（Distance Function）に基づく確率的フロンティアアプローチ（SFA）を適用して推定する。銀行業などの分析では、費用関数や利潤関数を用いるのが一般的であるが、投入要素価格のデータが必要になる。距離関数では、投入物と産出物の数量データから効率性を計測することができるため、JA共済のように入手可能なデータに制約のある対象には適している<sup>6)</sup>。

距離関数は、投入と産出のいずれの水準を与件とするかにより、産出指向の距離関数（Output Distance Function）と投入指向の距離関数（Input Distance Function）に大別できるが、本論では、現在の投入水準を保証しながら期待できる産出物を最大にする生産活動（産出物の最大拡大倍率）を求める前者のアプローチを採用する。これは、過剰な経営資源の投入よりも、産出水準の違いを反映する効率性の方が、農業従事者以外の顧客へのシフトが大きくなっているとされているJA共済の問題がより反映されていると考えるためである。

以下、推定モデルについて説明を行う。産出指向の距離関数は以下のように表される。

$$D_o(x, y) = \min \left\{ \theta > 0; \frac{y}{\theta} \in P(x) \right\}, \quad (1)$$

ここで、 $y$ はM種類の産出物を、 $x$ はN種類の投入物をそれぞれ表している。産出指向の距離関数を持つ理論的な性質は、産出物の非減少関数、線形の一次同次関数、convex性、投入物の減少関数などである。(1)式で $D_o(x, y)$ として表される距離関数は、各産出物が生産可能性集合 $P(x)$ の要素であれば1以下の値となることを意味している。また、 $1/\theta$ の値は、生産可能性集合の生産フロンティアに達するために必要な、産出物の最大拡大倍率を表している。

本論では、距離関数に基づいてSFAを適用している多くの先行研究に従い、 $D_o(x_i, \mu y_i) = \mu D_o(x_i, y_i)$ ;  $\mu > 0$ となることを意味する、生産物に関する一次同次性の制約を事前に課した、以下のようなトランスログ型の関数形を推定式として用いる。

$$\begin{aligned} -\ln y_{qi} &= \alpha_0 + \sum_{j=1}^N \alpha_j \ln x_{ji} + \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq q}}^{M-1} \beta_l \ln y_{li}^* + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \sum_{k=1}^K \alpha_{jk} \ln x_{ji} \ln x_{ki} \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq q}}^{M-1} \sum_{\substack{h=1 \\ h \neq q}}^{M-1} \beta_{lh} \ln y_{li}^* \ln y_{hi}^* + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq q}}^{M-1} \rho_{jl} \ln x_{ji} \ln y_{li}^* + v_i + u_i, \\ & i = 1, 2, \dots, N, \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $y_{li}^*$ は任意の $q$ 番目の産出物 $y_{qi}$ で基準化した、産出物 $y_{li}$ の値を表している。 $v_i$ は $N(0, \sigma_v^2)$ の性質を持つ通常の統計的誤差項である。また、 $u_i$  ( $u_i > 0$ )は第 $i$ 事業体の非効率性を示す項であり、産出物や投入物、 $v_i$ とは無相関であると仮定する。 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\rho$ は推定するパラメータを表している。

本論では、Battese and Coelli (1995)によって提唱された、距離関数と非効率性の決定要因を同時推定するアプローチを採用する。この場合、(2)式の $u_i$ は以下のように定式化される。

$$u_{it} = z_{it}\theta + \omega_{it} \quad (3)$$

ここで、 $z_{it}$  は非効率性の決定要因として考慮する説明変数のベクトルであり、 $\theta$  はそれぞれに対応するパラメータのベクトルである。 $\omega_{it}$  は平均が0、分散が $\sigma_{\omega}^2$ の切断正規分布に従うと仮定する。

SFA を適用して非効率性の決定要因を検証する場合、費用関数や利潤関数を単独で推定し、そこから計測された効率性を被説明変数として回帰分析を行う、2段階のアプローチが使われることが少なくない。しかし、Wang and Schmidt (2002) が指摘するように、決定要因のパラメータの推定値にバイアスがもたらされることになる。本論で採用する同時推定のアプローチでは、非効率性を被説明変数としているため、 $\theta$  の推定値がプラスの場合は、当該決定要因の変数が大きくなればなるほど非効率性が大きくなることを意味する。反対にマイナスの場合は、当該決定要因の変数が大きくなればなるほど非効率性が小さくなることを意味する。なお、推定に際しては、産出物についての一次同次性と交差項のパラメータに関する対称性の制約を事前に課し、最尤法を適用する。

### 3.2 データ

投入物と産出物の特定化に関して、生保会社や損保会社を対象に効率性を計測している先行研究の定義を参考にすべきではあるが、JA 共済として独立した詳細な財務諸表が入手できないことに加え、JA 共済が生保商品と損保商品に類似した商品のいずれとも取り扱っているという問題が存在する。そこで、本論では入手可能なデータの中から、投入物として、共済資金 ( $x_1$ )、未経過共済付加収入 ( $x_2$ )、共済従事者数 ( $x_3$ )、という3つのストック変数を使用する。共済資金は共済掛金等の預り金、未経過共済付加収入とは共済契約の事務手数料額に相当する共済付加収入のうち来年度の収入となるものであり、いずれも負債として計上される。共済従事者数は、専従者のみの数字ではなく、他の業務に従事している者も含まれている。これは、専従者に限定した場合、地域間のばらつきが大きくなるためである。産出物としては、前節の分析で触れた、長期共済の新契約高 ( $y_1$ )、短期共済の共済掛金 ( $y_2$ )、の2つを使用する。損益計算書に収益として計上される共済付加収入を使用することも検討したが、長期と短期の細目が不明であったことから断念した<sup>7)</sup>。

非効率性の決定要因としては、以下の諸変数を考慮する。まず、JA 共済のパフォーマンスが農業の基盤に裏付けられているかどうかを見るため、農協の正組合員比率 (RRMB) と県内総生産に占める第1次産業の比率 (PIS) を用いる。農協の理念通りに裏付けられているのであれば、それぞれの推定値はマイナスとなることが予想される。次に、金融事業の実績が直接的、間接的に与える影響を見るため、共済事業資産に対する共済事業総利益の比率 (MAROA) と JA バンクの都道府県内貸出シェア (JABLS) を用いる。後者については、民間の保険市場における JA 共済のシェアを反映する指標の加工を試みたが、本論の産出物は生保商品と損保商品の双方に関連した内容であり、市場全体を捉えた適切なデータが見つからなかったことから、信用事業のプレゼンスで代用することにした。なお、いずれの指標とも JA 共済のパフォーマンスに寄与しているのであれば、推定値の符号はマイナスとなることが予想される。最後に、社会構造の違いを反映する変数として、完全失業率 (UER) と人口変化率 (POPCR) を用いる。直感的に予想される推定値の符号は、前者についてはプラス、後者についてはマイナスである。なお、これらの決定要因の各変数は、同時性バイアスを避ける目的から1期前のデータを用いることとする。

データの引用は、農協関連のものはすべて、農林水産省のホームページにおいて公開されている『総合農協統計表』の各年版である。また、県内総生産は内閣府の『県民経済計算』から、JA バンクの都道府県内貸出シェアは金融ジャーナル社の『金融マップ』の各年版からそれぞれ引用した<sup>8)</sup>。さらに、完全失業率と住民基本台帳ベースの人口は、政府統計の総合窓口 (e-Stat) において公表されている、総務省の『労働力調査』と『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査』からそれぞれ引用した。分析対象期間は、農林水産省のホームページにおいて『総合農協統計表』のデータが入手可能な、2004年度から2018年度までである<sup>9)</sup>。表1は、実証分析に際して使用する、上記の各変数の記述統計量をまとめたものである<sup>10)</sup>。

表 1. 記述統計量

|                          | 平均       | 標準偏差     | 最小      | 最大        |
|--------------------------|----------|----------|---------|-----------|
| 共済資金 ( $x_1$ )           | 4,632    | 2,605    | 791     | 17,614    |
| 未経過共済付加収入 ( $x_2$ )      | 4,189    | 2,588    | 235     | 17,940    |
| 共済従事者数 ( $x_3$ )         | 827      | 373      | 267     | 1,987     |
| 長期共済の新契約高 ( $y_1$ )      | 546,347  | 343,738  | 91,822  | 2,036,603 |
| 短期共済の共済掛金 ( $y_2$ )      | 99,963   | 50,582   | 25,589  | 297,049   |
| 農協の正組合員比率 (RRMB)         | 49.250   | 14.545   | 18.896  | 82.991    |
| 第1次産業の対県内総生産比率 (PIS)     | 1.792    | 1.229    | 0.042   | 5.502     |
| 共済事業総利益の対総資産比 (MAROA)    | 1259.626 | 1514.465 | 153.278 | 12147.080 |
| JAバンクの都道府県内貸出シェア (JABLS) | 7.016    | 2.943    | 0.491   | 19.099    |
| 完全失業率 (UER)              | 3.878    | 1.084    | 1.100   | 7.900     |
| 人口変化率 (POPCR)            | -0.318   | 0.410    | -2.175  | 0.864     |
| サンプル数                    | 705      |          |         |           |

注) 決定要因の各変数の単位はいずれも%である。

## 4. 分析結果

### 4.1 非効率性の決定要因

表2は、推定結果をまとめたものである。まず、距離関数と非効率性の決定要因を同時推定するアプローチを採用する根拠を確かめるため、通常のSFAの推定結果から得られる最大対数尤度(LL)を用いて、尤度比検定を行った。(i)と(ii)は、非効率性の項 $u_i$ の分布として、それぞれ指数分布と半正規分布を仮定した推定結果を示している。(i)と(ii)はパラメータの数は同じであるが、LLの値はわずかではあるが(ii)が(i)を上回っている。そこで、(ii)と同時推定の結果である(iii)のLLの値を用いて尤度比検定を行ったところ、検定統計量は64.9052(=2×(566.7475-534.2949))となることが確かめられた。自由度6、有意水準1%の $\chi^2$ 値は16.8119であり、大きく超過していることから、同時推定するアプローチの方が推定モデルとして優れていると判断できる<sup>11)</sup>。なお、産出指向の距離関数を持つ理論的な性質のうち、事前の制約から残されている産出物に関する非減少性と投入物に関する減少性について、(iii)の推定結果から各変数の平均値で評価したところ、すべて充足することが確かめられた<sup>12)</sup>。

それでは、非効率性の決定要因として考慮した各変数の推定値について見ていくこととする。まず、農業の基盤を反映する指標として考慮した、農協の正組合員比率(RRMB)と県内総生産に占める第1次産業の比率(PIS)は、10%水準ではあるが、いずれともマイナスの推定値で有意となっている。つまり、農協の正組合員比率が高い都道府県ほど、第1次産業のシェアが大きい都道府県ほど、共済事業の非効率性は小さいことを示しており、事前の予想と一致している。次に、農協の金融事業の実績を反映する指標として考慮した、共済事業資産に対する共済事業総利益の比率(MAROA)とJAバンクの都道府県内貸出シェア(JABLS)は、いずれともプラスの推定値が計測されている。つまり、金融事業のプレゼンスが高いほど、共済事業の非効率性は大きいことを示しており、先の農業の基盤を反映する2つの変数の結果とも整合的である。ただし、推定値が有意なのは、MAROAのみである。最後に、社会構造の違いを反映する指標として考慮した、完全失業率(UER)と人口変化率(POPCR)は、前者についてはプラスの推定値が、後者についてはマイナスの推定値が計測されており、直感的な予想を裏付けている。ただし、ここでも推定値が有意なのは、後者のみである。

このように、JAの共済事業のパフォーマンスは農業の基盤に裏付けられていることを示唆する結果が確かめられた。用いた変数や分析アプローチが相違している点に留意する必要があるものの、非正組合員向けの貸出比率が高い

表2. 推定結果

|                  | exponential model |        | half-normal model |        | simultaneous estimation model |        |
|------------------|-------------------|--------|-------------------|--------|-------------------------------|--------|
|                  | 推定値               | 標準誤差   | 推定値               | 標準誤差   | 推定値                           | 標準誤差   |
| $a_0$            | 0.0843 ***        | 0.0237 | 0.0459 *          | 0.0259 | 0.0791 ***                    | 0.0242 |
| $a_1$            | -0.0234           | 0.0191 | -0.0235           | 0.0188 | 0.0005                        | 0.0177 |
| $a_2$            | -0.3800 ***       | 0.0305 | -0.3782 ***       | 0.0304 | -0.4040 ***                   | 0.0294 |
| $a_3$            | -0.6256 ***       | 0.0314 | -0.6263 ***       | 0.0314 | -0.6008 ***                   | 0.0309 |
| $\beta_1$        | 0.4660 ***        | 0.0145 | 0.4663 ***        | 0.0144 | 0.4681 ***                    | 0.0145 |
| $a_{11}$         | -0.0156           | 0.0377 | -0.0117           | 0.0375 | -0.0282                       | 0.0373 |
| $a_{12}$         | -0.1219 **        | 0.0579 | -0.1223 **        | 0.0577 | -0.0634                       | 0.0537 |
| $a_{13}$         | 0.0923            | 0.0632 | 0.0880            | 0.0636 | 0.0293                        | 0.0598 |
| $a_{22}$         | -0.2365 ***       | 0.0675 | -0.2335 ***       | 0.0697 | -0.2894 ***                   | 0.0641 |
| $a_{23}$         | 0.1644            | 0.1042 | 0.1595            | 0.1060 | 0.2285 **                     | 0.1009 |
| $a_{33}$         | 0.0283            | 0.1771 | 0.0367            | 0.1790 | -0.0532                       | 0.1711 |
| $\beta_{11}$     | 0.0080            | 0.0358 | 0.0053            | 0.0359 | 0.0240                        | 0.0335 |
| $\rho_{11}$      | 0.0410            | 0.0295 | 0.0432            | 0.0293 | 0.0203                        | 0.0274 |
| $\rho_{21}$      | -0.1093 **        | 0.0471 | -0.1094 **        | 0.0472 | -0.1274 ***                   | 0.0431 |
| $\rho_{31}$      | 0.0057            | 0.0565 | -0.0001           | 0.0568 | 0.0354                        | 0.0546 |
| $DM_{y05}$       | -0.0064           | 0.0238 | -0.0055           | 0.0238 | -0.0100                       | 0.0231 |
| $DM_{y06}$       | -0.0021           | 0.0246 | -0.0009           | 0.0246 | -0.0079                       | 0.0240 |
| $DM_{y07}$       | -0.0594 **        | 0.0250 | -0.0569 **        | 0.0252 | -0.0694 ***                   | 0.0247 |
| $DM_{y08}$       | 0.0024            | 0.0261 | 0.0052            | 0.0261 | -0.0180                       | 0.0261 |
| $DM_{y09}$       | -0.0167           | 0.0263 | -0.0137           | 0.0262 | -0.0342                       | 0.0260 |
| $DM_{y10}$       | 0.0563 **         | 0.0275 | 0.0598 **         | 0.0270 | 0.0293                        | 0.0266 |
| $DM_{y11}$       | -0.0516 *         | 0.0275 | -0.0484 *         | 0.0273 | -0.0786 ***                   | 0.0270 |
| $DM_{y12}$       | -0.0858 ***       | 0.0306 | -0.0832 ***       | 0.0304 | -0.1162 ***                   | 0.0304 |
| $DM_{y13}$       | -0.1228 ***       | 0.0281 | -0.1206 ***       | 0.0280 | -0.1480 ***                   | 0.0281 |
| $DM_{y14}$       | -0.1231 ***       | 0.0287 | -0.1206 ***       | 0.0284 | -0.1387 ***                   | 0.0284 |
| $DM_{y15}$       | -0.1059 ***       | 0.0302 | -0.1035 ***       | 0.0298 | -0.1364 ***                   | 0.0306 |
| $DM_{y16}$       | -0.1101 ***       | 0.0304 | -0.1075 ***       | 0.0300 | -0.1386 ***                   | 0.0310 |
| $DM_{y17}$       | -0.4783 ***       | 0.0274 | -0.4755 ***       | 0.0273 | -0.4936 ***                   | 0.0285 |
| $DM_{y18}$       | -0.3919 ***       | 0.0292 | -0.3880 ***       | 0.0289 | -0.4136 ***                   | 0.0306 |
| PRMB             |                   |        |                   |        | -0.0095 *                     | 0.0057 |
| PIS              |                   |        |                   |        | -0.2117 *                     | 0.1097 |
| MAROA            |                   |        |                   |        | 0.0001 *                      | 0.0000 |
| JABLS            |                   |        |                   |        | 0.0041                        | 0.0131 |
| UER              |                   |        |                   |        | 0.0305                        | 0.0274 |
| POPCR            |                   |        |                   |        | -0.4468 **                    | 0.2103 |
| $\ln \sigma_v^2$ | -4.6134 ***       | 0.1316 | -4.8094 ***       | 0.1883 |                               |        |
| $\ln \sigma_u^2$ | -5.7810 ***       | 0.4532 | -4.3242 ***       | 0.3368 |                               |        |
| $\ln \sigma^2$   |                   |        |                   |        | -2.9874 ***                   | 0.4633 |
| ilgt $\gamma$    |                   |        |                   |        | 1.7758 ***                    | 0.5487 |
| LL               | 533.90            |        | 534.29            |        | 566.75                        |        |
| LR               | 3.35 **           |        | 4.13 **           |        |                               |        |

注：\*\*\*、\*\*、\* は、それぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示している。また、 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 、 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$  である。



ほどJAの信用事業の効率性が高くなることを明らかにしたHarimaya and Kagitani(2019)とは大きく相違している。事実、JAバンクのプレゼンスを反映するJABLSの推定値は有意ではなく、同じ金融事業ではあるものの、信用事業と共済事業とで顧客基盤が必ずしも重なっているわけではないことが推察される。

#### 4.2 非効率性の地域間格差

以下では、前段の分析で示された、JA共済のパフォーマンスが農業の基盤に裏付けられている可能性について、効率性の地域間比較を行うことにより検証を試みる。具体的には、2018年度における県内総生産に占める第1次産業の比率をベースに、都道府県を3つの地域に分割する。具体的には、同比率が2.5%以上の8つの道県（青森県、宮崎県、鹿児島県、北海道、高知県、山形県、岩手県、熊本県）をグループ1、同比率が0.4%以下の7つの都府県（東京都、大阪府、神奈川県、京都府、愛知県、埼玉県、兵庫県）をグループ2、残りをグループ3とする<sup>13)</sup>。比較の対象とするパフォーマンスの指標は、表2の(iii)の推定結果から計測された、 $E[\exp(u_i)|\varepsilon_i]$  ( $\varepsilon_i = v_i + u_i$ )として定義される効率性の指標である。

表3は、計測された効率性の平均と標準偏差を、全体とグループ1、グループ2別にまとめたものである。まず、全期間の平均を比較すると、グループ1(0.9566)が全体(0.9238)よりも大きい点は事前の予想通りであるが、グループ2(0.9447)についても、全体よりも大きくなっている。各年度の平均の比較では、全期間と同様、グループ1がすべての年度で全体よりも大きいことが見て取れる。他方、グループ2も2017年度を除くすべての年度で全体よりも大きくなっており、農業の基盤が相対的に弱いと考えられる大都市圏の農協の効率性が必ずしも低いわけではないことが理解できる。2010年度と2013年度については、グループ2の平均がグループ1の平均を上回っている。つまり、グループ1、グループ2に含まれない、農業の基盤が中位と考えられる地域の農協ほど、効率性が低いことを示唆している。

そこで、グループ1、グループ2、それ以外の3つの地域について、効率性に差があるのか否かをKruskal-Wallis検定によって確かめたところ、全期間、各年度のすべてについて、有意水準5%以上で差が無いとする帰無仮説を棄却することが確かめられた。つまり、JAの共済事業のパフォーマンスは、農業の基盤が相対的に強いと考えられる

表3. 効率性の地域間比較

|        | 全体     |        | グループ1  |        | グループ2  |        |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|        | 平均     | 標準偏差   | 平均     | 標準偏差   | 平均     | 標準偏差   |
| 全期間    | 0.9238 | 0.0517 | 0.9566 | 0.0206 | 0.9447 | 0.0229 |
| 2004年度 | 0.9137 | 0.0634 | 0.9536 | 0.0237 | 0.9397 | 0.0230 |
| 2005年度 | 0.9193 | 0.0506 | 0.9554 | 0.0213 | 0.9347 | 0.0251 |
| 2006年度 | 0.9255 | 0.0463 | 0.9554 | 0.0263 | 0.9459 | 0.0190 |
| 2007年度 | 0.9253 | 0.0416 | 0.9545 | 0.0219 | 0.9421 | 0.0177 |
| 2008年度 | 0.9206 | 0.0536 | 0.9541 | 0.0225 | 0.9422 | 0.0276 |
| 2009年度 | 0.9246 | 0.0522 | 0.9571 | 0.0193 | 0.9483 | 0.0196 |
| 2010年度 | 0.9178 | 0.0642 | 0.9531 | 0.0331 | 0.9539 | 0.0176 |
| 2011年度 | 0.9178 | 0.0610 | 0.9567 | 0.0163 | 0.9495 | 0.0232 |
| 2012年度 | 0.9241 | 0.0462 | 0.9527 | 0.0222 | 0.9465 | 0.0164 |
| 2013年度 | 0.9260 | 0.0457 | 0.9505 | 0.0223 | 0.9566 | 0.0136 |
| 2014年度 | 0.9347 | 0.0459 | 0.9649 | 0.0138 | 0.9595 | 0.0124 |
| 2015年度 | 0.9229 | 0.0524 | 0.9552 | 0.0227 | 0.9513 | 0.0183 |
| 2016年度 | 0.9258 | 0.0504 | 0.9586 | 0.0224 | 0.9479 | 0.0264 |
| 2017年度 | 0.9300 | 0.0476 | 0.9611 | 0.0132 | 0.9225 | 0.0304 |
| 2018年度 | 0.9283 | 0.0516 | 0.9661 | 0.0097 | 0.9297 | 0.0323 |

地域では本業の農業関連事業を支える正組合員を、大都市圏では相対的な人口の多さに裏付けられる非組合員を、それぞれ基盤にしていることが推察される<sup>14)</sup>。対照的に、これらの基盤が無い地域の共済事業は、パフォーマンスの改善が難しいことが理解できる。なお、頑健性を確認するため、県内総生産に占める第1次産業の比率を四分位数に基づいて分割し、4つの地域の比較についても試みた。結果、有意水準が低下する年度がいくつかあったものの、全期間を含めてすべて10%以上で差が無いとする帰無仮説を棄却することが確かめられた。

## 5. まとめと課題

本論では、JAの金融事業の一翼を担う共済事業のパフォーマンスについて、産出指向の距離関数に基づくSFAを適用して推定を行った。非効率性の決定要因との同時推定を行い、パフォーマンスの違いをもたらす背景についても検証を行った。本論で明らかにされた内容は、以下のように要約することができる。

JAの共済事業の非効率性は、農協の正組合員比率が高いほど、第1次産業のシェアが大きいほど、小さいことが確かめられた。対照的に、金融事業のプレゼンスが高いほど、非効率性は大きくなる傾向にあることが確かめられた。これらの分析結果は、JAの信用事業の非効率性の決定要因を検証したHarimaya and Kagitani (2019)で明らかにされた内容と大きく相違している。また、農業の基盤によってパフォーマンスが相違するの否かについて、県内総生産に占める第1次産業の比率に基づいてサンプルを分割して検証を行った。結果、農業の基盤が強い地域のパフォーマンスが相対的に高いという点は推定結果を裏付けているものの、大都市圏のパフォーマンスが必ずしも低いわけではなく、農業の基盤がそれほど強くなく、潜在的な顧客層と考えられる非組合員があまり多くない地域において、パフォーマンスが最も低いことが確かめられた。

このように、本論で明らかにされた内容は、同じ金融事業ではあっても、共済事業と信用事業ではパフォーマンスとその背景が大きく異なるというものである。民間の金融システムにおいても、銀行業と保険業との融合は顕著に進展しているわけではなく、これらの結果と整合的と考えられる。他方、顧客基盤の厚みがあまり無いと考えられる地域においてパフォーマンスが低い傾向にあるという結果は、都道府県レベルと全国レベルを分離していない、現在のJA共済の組織特性を反映しているとも見ることが出来る。しかしながら、本論では残された課題も多く存在する。効率性の分析において必ず付随する、投入物と産出物の特定化や推定モデルの選択の問題もさることながら、非効率性の決定要因として、保険市場の競争環境は考慮する必要がある。また、堀江・有岡(2020)が信用事業において指摘しているように、上部組織であるJA共済連との関連などについても検証する余地は大きい。今後はこれらに留意しながら、分析の精緻化を進めていきたい。

## 注

- 1) 農林水産省のホームページにおいて公開されている、『総合農協統計表』の平成30年のデータから引用した。
- 2) JAバンクのシェアは『金融マップ2020年版』(金融ジャーナル社)、JA共済のシェアは『令和元年版インシュアランス生命保険統計号』(保険研究所)にそれぞれ記載されているデータから引用、計算した。
- 3) 農林水産省・地域の活力創造本部『農林水産省・地域の活力創造プラン』などを参照されたい。なお、左記のプランは2013年12月10日にとりまとめられ、その後、4回の改訂が行われている。
- 4) 山下(2010)では、JAの信用事業の課題について、日本の農業金融の特殊性という視点でまとめられている。
- 5) 2018年度末時点における生命保険協会に加盟する生保会社の保有契約高に占める養老保険の比率は、5.1%である(生命保険協会『2019年版生命保険の動向』より)。
- 6) 播磨谷(2011)では、日本の生命保険業の効率性について、距離関数に基づくSFAを適用して検証している。また、Eling and Luhn (2010)は、生命保険業の効率性に関する検証課題や分析手法に関して先行研究をサーベイしている。
- 7) 共済付加収入は、共済事業収益全体の大部分を占めている。共済付加収入以外の収益としては、共済貸付金の受取利息やJA共済連からの奨励金等がある。
- 8) 現在の『県民経済計算』の統計表は2008SNAで作成されており、2006年度以降についてのみ公表されている。したがって、2005年度以前のデータについては、1993SNAで作成されているものを使用した。連続性が保たれていないものの、実証分析において変数として使



用するのは産業シェアであることから、問題の程度はそれほど大きくないと判断した。

- 9) 農林水産省のホームページでは2003年（平成15年）度以降のデータが入手可能であるが、非効率性の決定要因として1期前のデータを用いることから、2004年度以降とした。
- 10) JABLSの数値が極端に大きい印象を与えるが、これは分母の共済事業資産が小さいためである。2018年度の農協全体の総資産に占める共済事業資産の比率は、わずか0.1%である。対照的に、信用事業資産の同比率は92.5%と、総資産の大部分を占めている。
- 11) そもそもSFAを適用してよいのか否かについては、非効率性の項の分散をゼロとする帰無仮説について尤度比検定を行った(i)と(ii)のLRから確かめることができる。いずれとも検定統計量は5%水準で有意であり、SFAの適用について問題がないと判断できる。
- 12) なお、産出物に関するconvex性についても、各変数の平均値で評価したヘッセ行列が半正定値になるかどうかについて確かめた。結果、問題なく充足することが確かめられた。
- 13) サンプルを分割する基準として用いた同比率の平均は1.38%、中央値は1.11%であった。最小値は東京都の0.03%、最大値は青森県の3.82%であった。
- 14) JAの定款では、1事業年度における組合員の利用高の2割を超えない範囲であれば、組合員以外の利用も可能と定められている。非組合員の枠は、地域毎に定められている。

### 【参考文献】

- 川村保 (1991) 「総合農協の規模の経済と範囲の経済－多財費用関数によるアプローチ－」『農業経済研究』第63巻第1号 pp. 22-31。
- 近藤功庸・廣政幸生 (1993) 「北海道の総合農協における規模の経済性と範囲の経済性に関する計量分析」『北海道大学農経論叢』第49巻、pp. 157-175。
- 中里幸聖 (2017) 「JA改革・農政転換で変わりゆく農業金融」『近代セールス』2017年10月15日号 pp. 60-63。
- 播磨谷浩三 (2011) 「新保険業法施行後における生命保険業の効率性の変化」『新たな保険経営組織と事業再編スキーム』（生命保険文化センター）pp. 31-53。
- 堀江康熙 (2014) 「農業協同組合の基盤と経営効率性」『経済学研究』（九州大学経済学会）第80巻第5・6合併号、pp. 1-39。
- 堀江康熙・有岡律子 (2020) 「農業協同組合の収益力と将来」『経済学研究』（九州大学経済学会）第86巻第5・6合併号、pp. 85-122。
- 山下一仁 (2010) 「金融による地域農業の振興」『地銀協月報』2010年4月号 全国地方銀行協会、pp. 2-10。
- 渡辺靖仁 (1998) 「農協共済加入者の保障需要影響要因」『農業経済研究』第70巻、第1号、pp. 47-54。
- 渡辺靖仁 (2000) 「JAの共済事業推進組織に関する制度設計とその効果」『農業経済研究』第72巻、第3号、pp. 131-141。
- Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, pp. 325-332.
- Eling, M., and Luhnen, M. (2010). Frontier efficiency methodologies to measure performance in the insurance industry: Overview, systematization, and recent developments. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 35, pp. 217-265.
- Harimaya, K., and Kagitani, K. (2019). Performance of agricultural cooperative banks in Japan: Difference between stock and flow output variables. *Agricultural Finance Review*, 80, pp. 38-50.
- Sueyoshi, T. (1999). DEA non-parametric ranking test and index measurement: Slack-adjusted DEA and an application to Japanese agriculture cooperatives. *Omega*, 27, pp. 315-326.
- Wang, H.-J., and Schmidt, P. (2002). One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18, pp. 129-144.
- Yamamoto, Y., Kondo, K., and Sasaki, J. (2006). Productivity and efficiency change for agricultural cooperatives in Japan: The case of the dairy-farming region in Hokkaido. *The Japanese Journal of Rural Economics*, 8, pp. 58-63.

（はりまや こうぞう 立命館大学経営学部）

