

〔農工研技報 218〕
1 ~ 18, 2016〕

水路の維持管理における労力負担行動の継続性評価指標に関する簡易算出手法の検討

鬼丸竜治*

*農村基盤研究領域事業評価担当

要 旨

水路の維持管理へ非農家住民に継続的に参加して貰うためには、彼らの労力負担行動の継続性が低い維持管理組織を選別し、所要の施策を講ずることが重要である。この観点から既往研究において、組織を選別するための、継続性を評価する指標が提案されている。しかし、指標の算出に約800人分の質問紙調査の回答データが必要であることから、適用できる組織が限られている。そこで、本報では、指標をより少ない人数分のデータで算出する手法を、2つの地域の非農家住民から得たデータを使って検討した。その結果、(1) 新たに構成した2つの因果モデルのうち、「農業用水に関する知識」と「労力負担意欲」の間の要因を省略したモデルの方が、データとの適合が相対的に良い傾向にあること、(2) (1) のモデルを使うと、必要なデータを800人分から390人分まで減らせる可能性があることを示した。

キーワード：用排水路，維持管理，労力負担行動，継続性評価指標，平均共分散構造分析

I 緒 言

農業集落にある水田用の用排水路（開水路）は、これまで地域の共同活動により維持管理されてきた。そして、そのような管理は、農業が有する多面的機能の適切かつ十分な発揮につながってきたと言われている。しかし、近年の農村地域の高齢化、混住化等の進行に伴う集落機能の低下により、地域の共同活動によって支えられてきた多面的機能の発揮に支障が生じつつある。また、共同活動の困難化に伴い、維持管理に対する担い手農家の負担の増加も懸念されている（農林水産省，2013，2015）。

このような現状に対し、国は2007年度から、集落等を構成する区域において、農家、非農家等を構成員とする、「活動組織」と呼ばれる維持管理組織の設立促進を開始した。あわせて、当該組織等が行う共同活動に対する財政的な支援（以下「保全対策」という。）を始め、現在も多面的機能支払交付金として継続している（農林水産省，2015）。

共同活動により用排水路を維持管理するためには、新たに維持管理に参加する非農家住民を増やすことに加え、一旦参加した者に継続して参加して貰うことが鍵となる。ここで、以下本報では、用排水路の維持管理に参加して必要な労力を負担することを、「労力負担行動」と呼ぶことにする。また、本報で対象とする労力負担行動の具体的内容は、用排水路の泥さらい、ゴミ拾い、草刈りとする。

国家財政が厳しい中、今後、非農家住民に労力負担行動を継続して貰うためには、保全対策により維持管理を実施している組織の中から、彼らの労力負担行動の継続する見込み（以下「継続性」という。）が相対的に低い組織を選別し、所要の施策を講ずることが効果的であると考ええる。

この考え方に基づき、鬼丸（2013）は、統計手法の一つである平均共分散構造分析を使って、労力負担行動の継続性を評価する指標（以下「継続性評価指標」という。）を提案している。この指標には適用条件が示されており、指標を算出する際、1つの維持管理組織について、約800人分の質問紙調査の回答データが必要であるとされている（鬼丸，2014）。

このことに関して、一般に、維持管理へ参加する者は家から1人が基本とされている（長濱，2003）。また、水路の泥上げや草刈りといった、地域の資源保全活動は、集落を単位として行われる地区が多いと言われている（田中ら，2005）。さらに、上述した多面的機能支払交付金では、複数の集落を含む旧市区町村区域を単位として、活動が行われる地区もある（農林水産省，2015）。これらのことから、上記の指標の適用対象となる、非農家住民が800人以上いる維持管理組織とは、非農家世帯数が800戸以上の集落における組織、あるいは、合計で800戸以上となる複数の集落から構成される組織の、いずれかであると言える。

一方、2.3節で述べるように、非農家世帯数が800戸以上の農業集落は、平地農業地域と都市的農業地域を例

に見ると、農業集落総数の1割程度である。残り9割の、非農家世帯数が800戸より少ない集落を、単独で指標の適用対象とするためには、より少ない人数分の回答データで指標を算出することができるように、算出のやり方を工夫する必要がある。

そこで、本報では、より多くの維持管理組織に適用できるように、鬼丸 (2013) が提案した継続性評価指標を、より少ない人数分のデータで算出する手法 (以下「簡易算出手法」という。) について検討する。

II 方法

2.1 継続性評価指標の考え方

本節では、本報で簡易算出手法を検討する「継続性評価指標」の考え方を、当該指標を提案した鬼丸 (2013) に従って説明する。

労力負担行動とそれに影響を与える諸要因との関係 (以下「労力負担構造」という。) について、今、2つの要因A, Bが、労力負担行動に独立的に影響を与えているとする。その関係を、平均共分散構造分析を用いて表現したモデルがFig. 1である。Fig. 1において、楕円は要因を表し、要因名の後の文字 (F_A , F_B , F_C) は、要因の指標となる潜在変数を表す。 E は誤差変数を表す。なお、潜在変数を測定する観測変数については、表記を省略した。矢印は、始点の要因 (原因となる要因) が終点の要因 (結果となる要因) に影響を与える関係を表し、矢印の脇に示したパス係数 (p_A , p_B , p_E) は、関係の強さを表す。楕円の右肩の文字は、独立変数では平均値 (f_A , f_B , f_C) を、従属変数では切片 (f_C) を、それぞれ表す。切片は、原因となる要因の影響を排除した時の、結果となる要因の平均値を表す。そして、結果となる要因の平均値は、①原因となる要因の平均値とパス係数の積和、②切片、の総和として求めることができる (尾崎, 2007)。現実のデータを扱う場合には、誤差変数はその性質から平均値を0と定義する (豊田, 1998)。

ここで、尾崎 (2007) に従えば、Fig. 1において、労力負担行動の平均値の中で「要因Aの平均値とパス係数の積」分は、要因Aの影響によるものである。そこで、要因Aが、「平均値が下がらないと見込める要因」である場合、要因Aからのパス係数の値が変わらなるとすれば、労力負担行動の平均値は、少なくとも要因Aの影響分は下がらないと見込めることになる。このことは、労力負担行動の平均値が、要因Aの影響分と等しい値まで下がる可能性があることと同じ意味である。したがって、「労力負担行動の平均値の中で、平均値が下がらないと見込める要因の影響分が占める割合」を指標に用いれば、その値が低いほど行動が継続する見込みが低い、と判断できることになる。

次に、労力負担行動に影響を与える要因について、継続性評価指標を提案した鬼丸 (2013) では、構造方

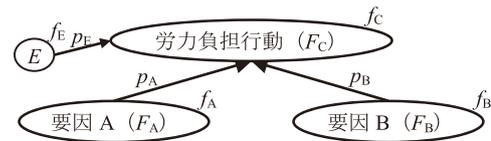


Fig. 1 平均共分散構造分析を用いて表現した労力負担構造の例
Example of the structure of participation in maintenance activities expressed by the Structure Equation Modeling with a mean structure

程式モデリングを用いて労力負担構造を分析した鬼丸 (2012) に依拠して、要因を取り扱っている。鬼丸 (2013) で取り扱った、平均共分散構造分析を用いて表現した労力負担構造のモデル (以下「モデル0」という。) が、Fig. 2である。モデル内の各要因の意味と要因間の関係は、次のとおりである。

まず、「労力負担行動」に影響を与える要因は、「労力負担意欲」と「労力負担能力」の2つである。ここで、労力負担意欲は、用排水路の維持管理に必要な労力を負担しようと思う気持ち、労力負担能力は、用排水路の維持管理に必要な労力を負担し得る力、を意味する。次に、労力負担意欲に着目すると、意欲に影響を与える要因は、①農業用水に対する受益意識、②労力負担の必要性意識、③農業用水に対する関心、④農業用水の利用に関する不安、⑤農業用水に対する所有者意識、⑥所属組織に対する義務感、⑦他者に対する信頼感、である。ここで、上記①～⑦の要因はそれぞれ、①農業用水から利益を受けているという意識、②用排水路の維持管理に必要な労力を負担しなければならないと理解していること、③農業用水に引き付けられたり、おもしろいと感じたりすること、④農業用水が使えなくなる事態を予想した時の漠然とした不快な気分、⑤農業用水を自分たちのものとして使えるという意識、⑥所属組織の規範に従おうという意識、⑦他の人も自分と同様に行動するであろうと信頼する気持ち、を意味する。さらに、労力負担意欲に影響を与えると考えられる要因のうち、農業用水に直接関わる5つの要因 (受益意識、必要性意識、関心、不安、所有者意識) には、「農業用水に関する知識」が影響を与える。ここで、農業用水に関する知識は、農業用水について知っている内容、を意味する。

Fig. 2において、図中の記号の意味はFig. 1に準ずる。ここで、モデル0を構成する要因の中で、「労力負担能力」は加齢に伴う体力の低下により、また、「他者に対する信頼感」と「所属組織に対する義務感」は他者や所属組織の態度により、それぞれ平均値が下がり得ると考える。これに対して、「農業用水に関する知識」は、上述した「平均値が下がらないと見込める要因」であろう。なぜなら、理論によって知識の捉え方は異なるが、その1つに「知識とは最終的には長期記憶に蓄積されるもの」 (菅井, 1999) があり、長期記憶は「ほぼ無限の容量を

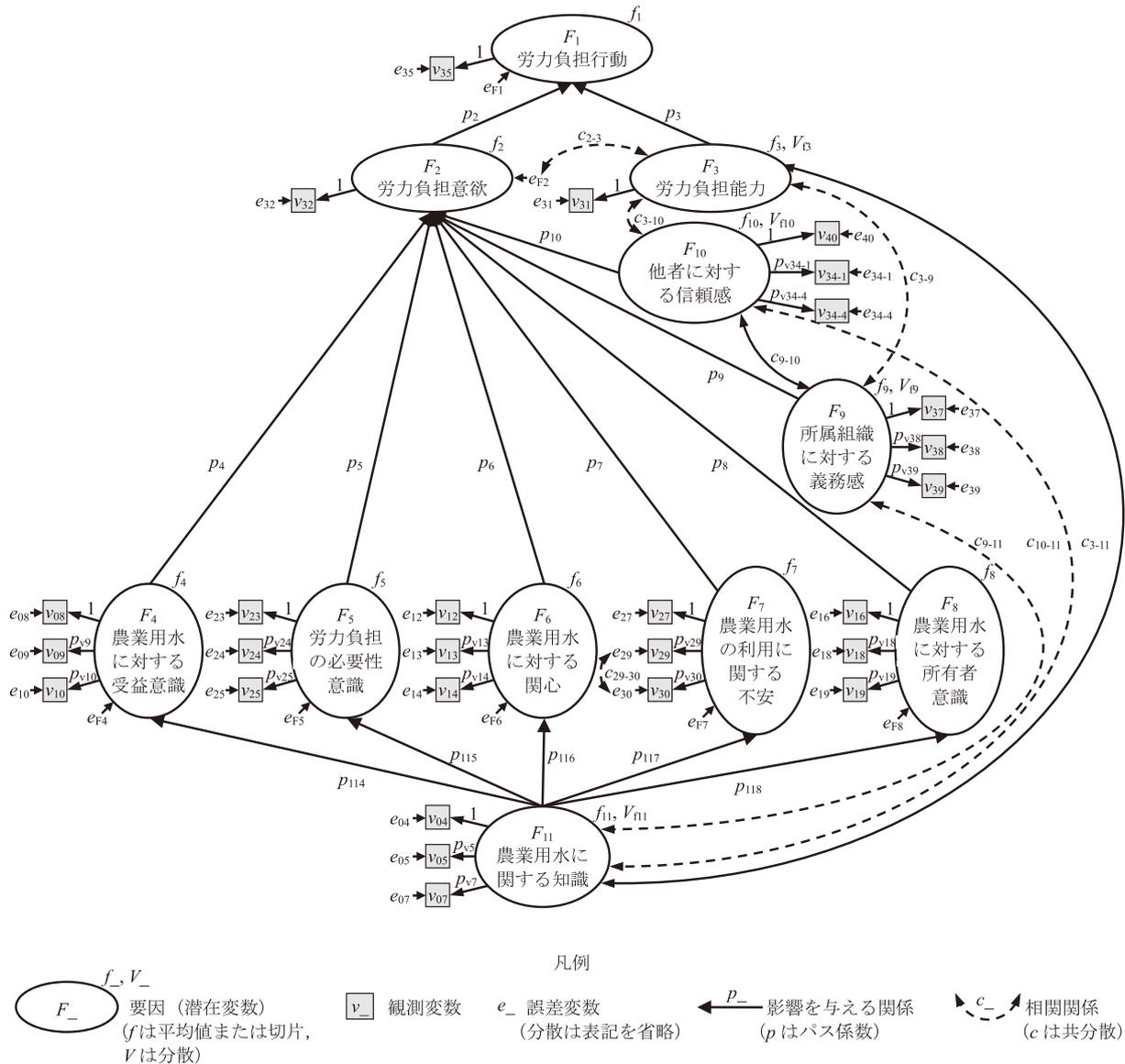


Fig. 2 平均共分散構造分析を用いて表現した労力負担構造のモデル (モデル0)

Model of the structure of participation in maintenance activities expressed by the Structure Equation Modeling with a mean structure (model 0)

もつ永続的な記憶」(森, 1999)であるため、知識は永続的に蓄積されると考えられるからである。

以上のことから、「労力負担行動の平均値の中で、農業用水に関する知識の影響分が占める割合」を、継続性評価指標 S とする。指標 S を、Fig. 2 に示した変数を用いた数式として表現すると、(1) 式になる。

$$S = \frac{\left(\sum_{i=4}^8 f_{11} p_{110+i} p_i \right) p_2}{\left(\sum_{i=4}^8 f_{11} p_{110+i} p_i \right) p_2 + \left(\sum_{i=4}^{10} f_i p_i + f_2 \right) p_2 + f_3 p_3 + f_1} \quad (1)$$

(1) 式を用いて指標 S を算出した例として、鬼丸 (2013) が用いた、2.2.4 節で述べる新潟県の新潟県民 800 人から得た質問紙調査の回答データ (鬼丸, 2012) を使用した例を、Table 1 に示す。同様に、複数の保全

対策実施地区において指標 S を算出すると、その値が他より低い地区は、継続性が相対的に低い地区であると判断することができる。

2.2 簡易算出手法の検討方法

2.2.1 検討方針

I 章で述べたとおり、継続性評価指標を算出する際には、1つの維持管理組織について、約 800 人分の質問紙調査の回答データが必要であるとされている (鬼丸, 2014)。ここで、「約 800 人分」の根拠は次のとおりである。

継続性評価指標を算出する際に使われる平均共分散構造分析は、構造方程式モデリングの一手法である。構造方程式モデリングを使った、質問紙調査の回答データの分析では、パス係数、分散、共分散等 (以下「パラメー

Table 1 労力負担行動の継続性評価指標の算出例 (新潟県の新農家住民800人の事例)

Calculation of the value of an indicator to evaluate the sustainability of participation (case of 800 non-farmers in Niigata Prefecture)

| 連番 | 潜在変数 | F_{11} | | $F_4 \sim F_{10}$ | | | F_2, F_3 | | | | F_1 | | | | 継続性 評価指標 S = (4)/ (4+5+6) |
|-----|----------|-----------------|-------------------------|-------------------|------------------------------|---------------------|---|----------------------------------|---------------------|---------------|----------------------|----------------------|---------------------|-------------|---|
| | | 平均値 f_{11} | パス 係数 p_{110+i} | 切片 f_i | 平均値 $f_{11}p_{110+i}+f_i$ | パス 係数 p_i | F_{11} の 影響分 $f_{11}p_{110+i}p_i$ | F_{11} 以外 の影響分 $f_i p_i$ | 切片 f_2 | 平均値 (5点満点) | パス 係数 p_i | F_{11} の 影響分 | F_{11} 以外 の影響分 | 切片 f_i | |
| i | F_i | | | | | ① | ② | ③ | ①+②+③ | | ④ | ⑤ | ⑥ | ④+⑤+⑥ | (4+5+6) |
| 11 | F_{11} | 2.35 | | | | | | | | | | | | | |
| 4 | F_4 | | 1.18 | 0.40 | 3.17 | 0.29 | 0.80 | 0.12 | | | | | | | |
| 5 | F_5 | | 1.03 | 0.53 | 2.95 | 0.86 | 2.08 | 0.46 | | | | | | | |
| 6 | F_6 | | 1.40 | -0.38 | 2.91 | 0.27 | 0.89 | -0.10 | | | | | | | |
| 7 | F_7 | | 1.17 | -0.23 | 2.52 | -0.79 | -2.17 | 0.18 | | | | | | | |
| 8 | F_8 | | 0.90 | 0.90 | 3.02 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | | | | | | | |
| 9 | F_9 | | | | 3.19 ^{注2)} | -0.27 | | -0.86 | | | | | | | |
| 10 | F_{10} | | | | 2.88 ^{注3)} | 1.02 | | 2.94 | | | | | | | |
| 2 | F_2 | | | | | 1.62 ^{注4)} | 2.75 ^{注5)} | -1.55 | 2.82 | 0.44 | 0.71 ^{注7)} | 0.53 ^{注8)} | | | |
| 3 | F_3 | | | | | | | | 2.89 ^{注6)} | 0.15 | | 0.43 ^{注9)} | | | |
| 1 | F_1 | | | | | | | | | | 0.71 ^{注10)} | 0.96 ^{注10)} | 0.73 | 2.40 | 0.30 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値。適合度指標のうちRMSEAは、妥当とされる0.08以下の0.060。
 注2) f_9 注3) f_{10} 注4) $F_4 \sim F_8$ の計 注5) $F_4 \sim F_{10}$ の計 注6) f_3 注7) ①× p_2 注8) ②+ f_2 p_2 注9) $f_3 p_3$ 注10) F_2 と F_3 の計

タ」という。)の推定を適切に行う観点から、モデル内のパラメータの総数(以下「パラメータ数」という。)の5~10倍の人数の被調査者のデータを確保することが勧められている(Bentler and Chou, 1987; 中村, 2003)。これに従うと、Fig. 2に示したモデル0では、パラメータ数は84(パス係数30, 平均値4, 切片7, 分散35, 共分散8)なので、安全側に見て、パラメータ数の10倍の人数の被調査者のデータ(以下「パラメータ数の10倍のデータ」という。)を使用する場合、被調査者の人数は840人(84×10倍)となる。そのため、十の位を四捨五入して、「約800人分」のデータが必要であるとされている。

このように、「約800人分」の根拠は、既往研究で勧められている、「パラメータ数の5~10倍のデータを確保する」ことにある。そこで、本報では簡易算出手法として、次の2点について検討することにした。

- ①パラメータ数を現在の84から削減する。
- ②パラメータ数の5倍の人数の被調査者のデータ(以下「パラメータ数の5倍のデータ」という。)を使用する。

2.2.2 パラメータ数の削減

Fig. 2のような、いわゆる因果モデルの分析について、豊田(1992)は、分析者が興味を持っている変数を規定している要因は数多く存在するから、限られた調査や実験の中で、採用すべき全要因をモデルに組み込んで分析することはできないと述べている。このことへの対処について、豊田(1992)は、社会・人文・行動科学のモデルでは原因の数が多いので、そのような複雑な現象を説明する場合には、誤差が大きくなることを覚悟の上で、原因の数および原因と結果の関係の記述について、大幅

な単純化を行うのが普通であると述べている。また、因果モデルでは、考慮すべき要因の数は少ない方が、結果の一般性は高まると述べている。その上で、単純化を行う場合に有効なのは、①原因として少数の主な特性だけをモデルに採用する、②原因と結果の関係の記述において途中経過を省略することであると述べている。

以上のことから、Fig. 2のモデルのパラメータ数を、現在の84から削減する手段の1つとして、上記②の「原因と結果の関係の記述において途中経過を省略する」ことが考えられる。そこで、本報では、Fig. 2における最初の原因である「農業用水に関する知識」と、最後の結果である「労力負担行動」の関係の記述において、途中経過を省略した新たなモデルを構成することにした。なお、このことは、上記①の「少数の主な特性だけをモデルに採用する」ことと、結果的に類似する。

具体的には、Fig. 2に示したモデル0をもとにして、Fig. 3に示した、「農業用水に関する知識」と「労力負担意欲」の間の要因を省略したモデル(以下「モデル1」という。)および、Fig. 4に示した、「農業用水に関する知識」と「労力負担行動」の間の要因を省略したモデル(以下「モデル2」という。)の、2つモデルを構成した。

各モデルのパラメータ数は、モデル0は前項で述べたとおり84、モデル1は39(パス係数11, 平均値4, 切片2, 分散15, 共分散7)、モデル2は35(パス係数10, 平均値4, 切片1, 分散14, 共分散6)である。

ここで、2.1節で述べたとおり、継続性評価指標は、「労力負担行動の平均値の中で、農業用水に関する知識の影響分が占める割合」と定義されている。この定義から明らかなように、計算上は、モデル0と同様に、新たに構成したモデル1・2を使って、継続性評価指標

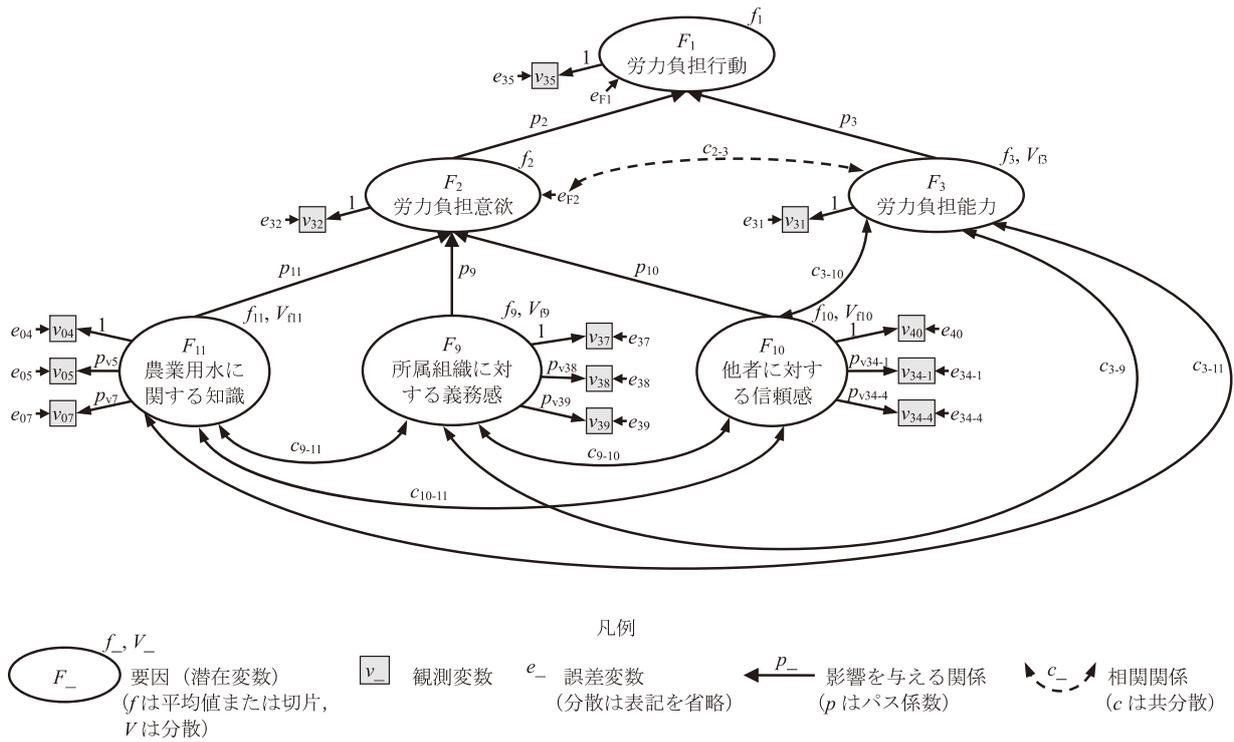


Fig. 3 「農業用水に関する知識」と「労力負担意欲」の間の要因を省略したモデル (モデル1)
 Model with the omission of some factors between “knowledge” and “willingness” (model 1)

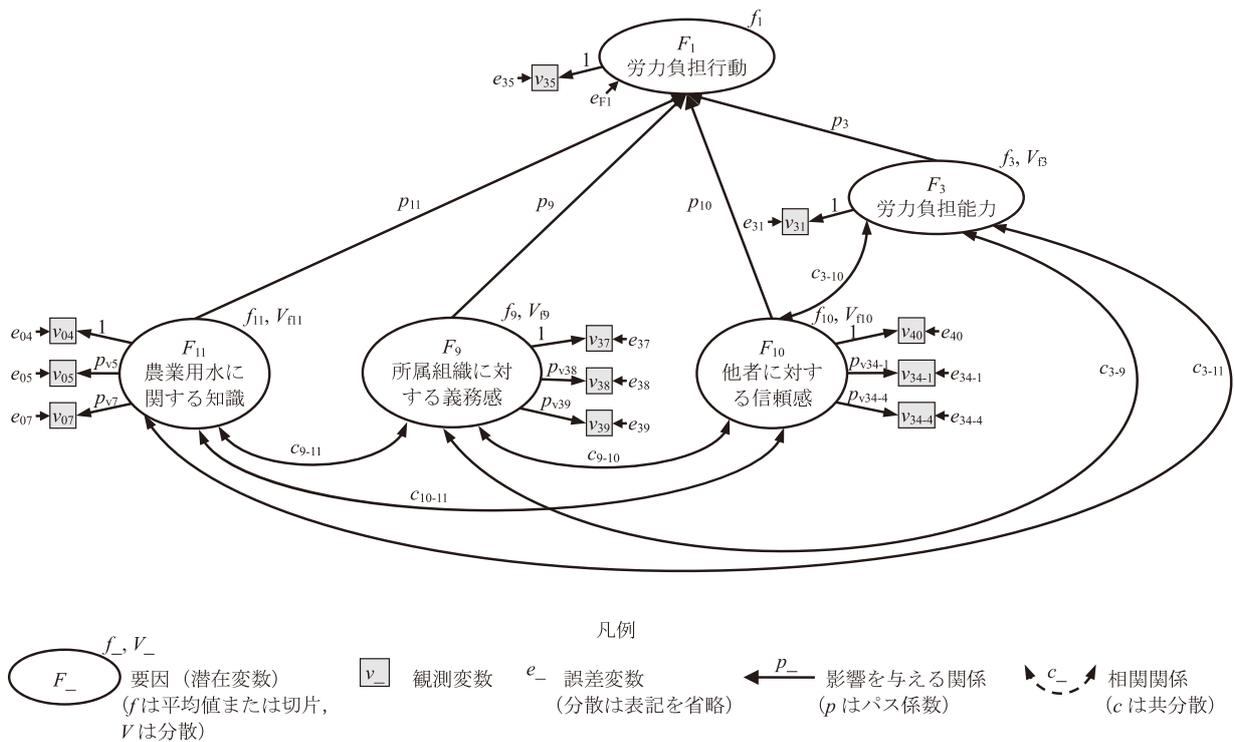


Fig. 4 「農業用水に関する知識」と「労力負担行動」の間の要因を省略したモデル (モデル2)
 Model with the omission of some factors between “knowledge” and “participation” (model 2)

を算出することができる。このことに関連して、豊田(1998)は、モデルは構成しただけではデータの性質を十分に表現している保証はなく、構成したモデルがデータに適合していることを確認する必要があると述べている。また、平均共分散構造分析を含む構造方程式モデリングでは、モデル全体が現実のデータに適合している度合い(以下「適合度」という。)を、適合度指標と呼ばれる指標を使って評価することができる。

そこで、本報では、新たに構成したモデル1・2の適合度を、適合度指標を使ってそれぞれ評価し、構成したモデルが現実のデータに適合していることを確認することができた場合に、「新たに構成したモデルを使って継続性評価指標を算出することができる」と判定することにした。具体的には、次のとおり「現実のデータ」を変えて、2段階の確認を行うことにした。

はじめに、継続性評価指標を提案した鬼丸(2013)が用いた、新潟県の非農家住民800人から得た質問紙調査の回答データ(鬼丸, 2012)(以下「既往研究のデータ」という。)を使用して、モデル1・2の適合度をそれぞれ評価することにした。これは、まずは、データの違いが適合度に与える影響を排除した上で評価するためである。すなわち、上記のデータは、既往研究(鬼丸, 2013)においてモデル0と適合していることが確認されている。また、上述したとおり、モデル0をもとにしてモデル1・2は構成されている。したがって、モデル1・2が適切なモデルであるならば、モデルが上記のデータに適合していることを確認できると考えたためである。

その上で、2.2.4節で述べる、A地域、B地域という2つの地域の非農家住民各400人から得た質問紙調査の回答データ(以下「新たに入手したデータ」という。)を使用して、モデル1・2の適合度をそれぞれ評価することにした。2つの地域のデータを使用する理由は、適合度の評価結果から得られる知見の適用範囲を広げるためである。

適合度指標は複数提案されているので、本報では、代表的なものと言われているCFI(Comparative Fit Index)およびRMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)(大石・都竹, 2009)を用いることにした。代表的な適合度指標としては、他にもGFI(Goodness of Fit Index)やAGFI(Adjusted Goodness of Fit Index)が知られているが、本報で取り扱うような平均値と切片を推定するモデルでは、これらに代わってCFIを用いることが多いと言われている(大石・都竹, 2009)。また、適合度指標の計算を含めて、本報における平均共分散構造分析の実行には、代表的なソフトウェアの1つであるAmos Ver.22およびSPSS Statistics Base Ver.22を用いた。

なお、パラメータ数を削減する手段としては、上記の他にも、潜在変数を測定する観測変数の数を減らすことが考えられる。しかし、どの観測変数を削除し、どの観

測変数を残すことが適切であるのかの検討に、時間と紙幅を要することから、今回は検討対象から除外した。

2.2.3 パラメータ数の5倍のデータの使用

2.2.1項で述べたとおり、Bentler and Chou(1987)および中村(2003)は、パラメータ数の5~10倍の人数の被調査者のデータを確保することを勧めている。それに加えて中村(2003)は、一般論としては、標本が適切であればその数は多いほど良く、標本数を増やすことは標準誤差を小さくし、安定した推定を行うことに寄与する、と述べている。

上記の中村(2003)に従えば、一般論としては、パラメータ数の10倍のデータを使用した場合の方が、5倍のデータを使用した場合よりも、継続性評価指標の算出に必要なパス係数、平均値、切片を、安定して推定することができると思う。一方、パラメータ数の10倍のデータを使用した場合よりも、推定が不安定になることを許容すれば、5倍のデータを使用した場合であっても、パス係数等を推定することはできると考える。その場合、推定が不安定になることが、実用上の許容範囲にあることを確認することが重要である。このことについて、パラメータ数の5倍のデータを使用することにより推定が不安定になれば、推定したパス係数等を持つモデルが、現実のデータに適合しない事象の増えることが考えられる。

そこで、本報では、新たに構成したモデル1・2の適合度を、前項で述べた適合度指標を使ってそれぞれ評価し、構成したモデルがパラメータ数の10倍のデータに適合し、かつ、5倍のデータにも適合していることを確認できた場合に、「パラメータ数の5倍のデータを使用することにより推定が不安定になることが、実用上の許容範囲にある」と判定することにした。なお、構成したモデルがパラメータ数の10倍のデータに適合していない場合は、そもそも当該モデルを使って当該データを分析することは適切でない可能性があると考え、「実用上の許容範囲にない」と判定することにした。

具体的には、前項で述べた「新たに入手したデータ」の中から条件ごとに無作為抽出を1回行って得た、パラメータ数の10倍のデータおよび5倍のデータを使用して、モデル1・2の適合度をそれぞれ評価することにした。無作為抽出には、ソフトウェア(SPSS Statistics Base Ver.22)の無作為抽出機能を利用することにした。

2.2.4 観測変数のデータの入手

本報の目的は、個別の維持管理組織における継続性の評価ではなく、継続性評価指標の簡易算出手法を検討することである。そこで、費用面と時間面で有利であることから、2.2.2項および2.2.3項において使用するデータは、2.1節で引用した鬼丸(2012)と同様、Table 2に示した質問文と回答選択肢を使って、インターネット調査

Table 2 設定した変数、変数のデータ入手するための質問項目
Variables and items of questionnaire for collecting the data of variables

| 潜在変数 (要因) | 観測 変数 | 質問項目 質問文(要約) | 回答 選択肢 | 計測結果 | | | |
|--------------------------------|-------------------|---|----------------------|---------|----------|---------|----------|
| | | | | A地域 | | B地域 | |
| | | | | 平均 値 | 標準 偏差 | 平均 値 | 標準 偏差 |
| F ₁ (労力負担行動) | v ₃₅ | 水路 ^{注1)} の管理作業 ^{注2)} に参加を求められた場合、作業の内容に不公平感や不都合がないとすれば、参加する可能性は何%くらいありますか | 5件法 ^{注3)} | 2.28 | 1.22 | 2.18 | 1.05 |
| F ₂ (労力負担意欲) | v ₃₂ | 時間と体力に余裕がある時であれば、水路の管理作業に参加してもよいと思いますか | 5件法 ^{注4)} | 2.86 | 1.21 | 2.86 | 1.13 |
| F ₃ (労力負担能力) | v ₃₁ | 水路の管理作業に参加を求められた場合、他の人と同じ程度の作業をすることができると思いますか | 5件法 ^{注4)} | 2.82 | 1.23 | 2.78 | 1.15 |
| F ₄ (農業用水に対する受益意識) | v ₀₈ | 水路やその中を流れる水から生活する上で何らかの利益を受けていると思いますか | 5件法 ^{注4)} | 2.95 | 1.22 | 2.87 | 1.16 |
| | v ₀₉ | 自宅の周辺にある農村の環境が将来実際に良くなれば良いと、当てにして待っていますか | 5件法 ^{注5)} | 3.18 | 1.11 | 3.10 | 1.17 |
| | v ₁₀ | 水路を水が流れなかった場合、自分には何の影響も出ないと思いますか【逆転項目】 | 5件法 ^{注6)} | 3.25 | 1.24 | 3.28 | 1.18 |
| F ₅ (労力負担の必要性意識) | v ₂₃ | 水路の管理作業は、あなたが参加してでも続けていくべきことだと思いますか | 5件法 ^{注4)} | 3.06 | 1.13 | 3.02 | 1.05 |
| | v ₂₄ | 水路の管理作業は、あなたが作業に参加できなければ費用の一部を負担してでも続けていくべきことだと思いますか | 5件法 ^{注4)} | 2.76 | 1.14 | 2.62 | 1.06 |
| | v ₂₅ | 水路を使っている人は、度合に関わらず、管理作業に参加するべきだと思いますか | 5件法 ^{注4)} | 3.30 | 1.25 | 3.40 | 1.11 |
| F ₆ (農業用水に対する関心) | v ₁₂ | 水路やその中を流れる水について、おもしろいと感じたり、ひきつけられたりすることがありますか | 5件法 ^{注7)} | 2.91 | 1.29 | 2.84 | 1.27 |
| | v ₁₃ | マスメディアで水田や水路の話題を見かけたら、積極的に見たりしようとしますか | 5件法 ^{注8)} | 2.63 | 1.17 | 2.64 | 1.16 |
| | v ₁₄ | 水路について体験する無料のイベントが開催されたら参加してみたいと思いますか | 5件法 ^{注4)} | 2.50 | 1.20 | 2.57 | 1.24 |
| F ₇ (農業用水の利用に関する不安) | v ₂₇ | 水路が無くなった場合、自分にも影響が及ぶかもしれないと思うものはどれですか | 複数選択 ^{注9)} | 2.36 | 1.02 | 2.36 | 1.02 |
| | v ₂₉ | 水路やその中を流れる水が使えなくなる事態を予想して、漠然とした不快な気分になることがありますか | 5件法 ^{注7)} | 2.58 | 1.23 | 2.51 | 1.16 |
| | v ₃₀ | 水路やその中を流れる水が、今までとは異なる状態になることを予想して、「そのようにならなければよいのに」と思ったことがありますか | 5件法 ^{注7)} | 2.79 | 1.24 | 2.79 | 1.19 |
| F ₈ (農業用水に対する所有者意識) | v ₁₆ | 水路やその中を流れる水は、自分たちのものとして使えると思いますか | 5件法 ^{注4)} | 2.65 | 1.21 | 2.65 | 1.20 |
| | v ₁₈ | 水路やその中を流れる水は、ご近所の人たちの共通の財産だと思いますか | 5件法 ^{注4)} | 3.08 | 1.28 | 3.04 | 1.23 |
| | v ₁₉ | 水路の水を、あなたが使うことに大きな問題はないと思いますか | 5件法 ^{注10)} | 2.71 | 1.16 | 2.77 | 1.09 |
| F ₉ (所属組織に対する義務感) | v ₃₇ | 町内会などのあなたが属している組織において、守るように期待されている規範(行動や判断の基準)に従うために、自分の利益を犠牲にすることがありますか | 5件法 ^{注7)} | 3.17 | 1.09 | 3.05 | 1.07 |
| | v ₃₈ | お住まいの地区には、あなたも含めたご近所の人たちが生活する上で守るように期待されている規範(行動や判断の基準)がありますか | 5件法 ^{注11)} | 3.32 | 1.04 | 3.20 | 1.04 |
| | v ₃₉ | お住まいの地区に規範(行動や判断の基準)があり、それがあなたの意に沿わない場合、その規範に従おうと思いますか | 5件法 ^{注12)} | 3.33 | 0.93 | 3.43 | 0.95 |
| F ₁₀ (他者に対する信頼感) | v ₄₀ | 日常生活の問題や心配ごとについて、ご近所の人たちは頼りになりますか | 5件法 ^{注13)} | 2.86 | 1.12 | 2.81 | 1.07 |
| | v ₃₄₋₁ | 親族、友人、知人から「できれば参加して欲しい」と言われていたら、労力負担意欲の質問に対するあなたの回答は、参加してもよいと思う方向に影響を受けていたと思いますか | 5件法 ^{注4)} | 3.30 | 1.23 | 3.32 | 1.16 |
| | v ₃₄₋₄ | 参加を呼びかけるチラシが配られていたら、労力負担意欲の質問に対するあなたの回答は、参加してもよいと思う方向に影響を受けていたと思いますか | 5件法 ^{注4)} | 2.55 | 1.18 | 2.59 | 1.13 |
| F ₁₁ (農業用水に関する知識) | v ₀₄ | 水路やその中を流れる水について、次の中でご存じであった役割はどれですか | 複数選択 ^{注14)} | 2.11 | 0.96 | 2.14 | 0.91 |
| | v ₀₅ | 「自分は水路やその中を流れる水については知らない」と思いますか【逆転項目】 | 5件法 ^{注15)} | 2.27 | 1.13 | 2.12 | 1.03 |
| | v ₀₇ | 自宅の周辺にある水路を流れる水が、どこからきてどこへいくのか、ご存じですか | 5件法 ^{注16)} | 2.37 | 1.33 | 2.32 | 1.27 |

注1) 「水路」は、質問紙の原文では「農業用の水路」と記載した。また、「川や池の水を農地へ入れたり、農地に降った雨や余分な水を集めて川や池へ出したりするために人が作った水を送るみちは、「農業用の水路」と呼ばれています。」という説明文を記載した。

注2) 「管理作業」については、質問紙に「農業用の水路に溜まっている泥をさらったり、水路の中のゴミを拾ったり、水路の周りに生えている草を刈ったりする作業を、農業用の水路の「管理作業」と呼びます。」という説明文を記載した。

注3) 0%~20%未満, 20%以上~50%未満, 50%以上~70%未満, 70%以上~90%未満, 90%以上~100%【回答順が逆転項目】

注4) 思う, どちらかと言えば思う, どちらとも言えない, どちらかと言えば思わない, 思わない

注5) 待っている, どちらかと言えば待っている, どちらとも言えない, どちらかと言えば待っていない, 待っていない

注6) 出ないと思う, どちらかと言えば出ないと思う, どちらとも言えない, どちらかと言えば出ると思う, 出ると思う

注7) ある, どちらかと言えばある, どちらとも言えない, どちらかと言えばない, ない

注8) する, どちらかと言えばする, どちらとも言えない, どちらかと言えばしない, しない

注9) 水路に沿って散歩できない, 動植物の生息場所が減る, 風景が変わる, 水がなかなか引かなくなる, 水をかけることができない

注10) ないと思う, どちらかと言えばないと思う, どちらとも言えない, どちらかと言えばあると思う, あると思う

注11) ある, あると思う, どちらとも言えない, ないと思う, ない

注12) 従おうと思う, どちらかと言えば従おうと思う, どちらとも言えない, どちらかと言えば従おうと思わない, 従おうと思わない

注13) 頼りになる, どちらかと言えば頼りになる, どちらとも言えない, どちらかと言えば頼りにならない, 頼りにならない

注14) 動植物接触機会, 生活排水放流, 防火, 農業以外の生産活動, 消流雪, 雨水排除, 生態系保全, 水質保全, 観光資源

注15) 知らないと思う, どちらかと言えば知らないと思う, どちらとも言えない, どちらかと言えば知っていると思う, 知っていると思う

注16) 知っている, どちらかと言えば知っている, どちらとも言えない, どちらかと言えば知らない, 知らない

により入手することにした。

実際の調査では、2015年8月に楽天リサーチ株式会社を調査機関として、

①現在の居住地が、A地域は栃木県、長野県、宮崎県、
B地域は山形県、新潟県、兵庫県のいずれかである、

②20歳以上59歳以下である、

③自宅周辺に水田がある、

④自宅周辺に農業用の水路がある、

⑤農家ではなく、農地を所有しておらず、実家も農家ではない、

⑥1世帯1人の回答となっている、

という条件すべてを満たしていることを、事前調査において確認した被調査者を対象に、A地域、B地域各400人(計800人)からデータを入手した。

①の条件を設けた理由は、地域特性に差がある2つの地域のデータを入手するためである。すなわち、A地域とB地域を比べると、保全対策の対象農用地面積(田)に対する取組面積(田)の比率(以下「カバー率」という。)(農林水産省農村振興局、2015)が大きく異なることから、共同活動の実施状況といった地域特性に差があると考えた。具体的には、A地域の3県は、北海道と沖縄県、保全対策の実績のない東京都、復興中である福島県を除く、全国43府県の中から、カバー率が40%未満の16府県を抽出した上で、「カバー率の高い順位」と「対象農用地面積(田)の広い順位」の和が小さい3県とした。カバー率に加えて「対象農用地面積(田)の広い順位」を条件に加えた理由は、そのような府県の方が、被調査者の候補者が数多く存在し、必要な人数分のデータを確保しやすいと考えたからである。B地域の3県は、同様に、カバー率が60%以上の15府県を抽出した上で、「カバー率の高い順位」と「対象農用地面積(田)の広い順位」の和が小さい3県とした。

②の条件を設けた理由は、さらなる労力負担が望まれる、現役世代(内閣府、2012)に相当する年代の者を対象とするためである。③および④は、水田用の開水路を対象とするためである。⑤は、非農家住民を対象とするためである。⑥は、維持管理へ参加する者は家から1人が基本とされている(長濱、2003)ので、世帯単位のデータを入手するためである。さらに、現実の年代別・性別人口分布を反映させるため、被調査者数を年代別・性別人口の割合によって割り付けた上で、調査を行った(Table 3)。

A地域、B地域から入手するデータ数をそれぞれ400人分(計800人分)とした理由は、パラメータ数がモデル2よりも多い、モデル1の「パラメータ数の10倍」に相当する390人分(39×10倍)以上で、かつ、費用面の制約から入手可能な上限の人数分としたためである。

観測変数のうち、回答選択肢が5件法の変数の値については、肯定的な回答から順に5, 4, 3, 2, 1を割り当てた。また、Table 2の「質問文」欄に「逆転項目」(他

Table 3 被調査者の年代別・性別の人数
Number of respondents by generation and sex

| 居住地 | 年代 | 性別 | 被調査者 | | 居住地の人口 ^{注3)} | |
|---------------------------|------|-----|-------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|
| | | | 人数 ^{注1)} | 割合 ^{注2)} (%) | 人数 | 割合 ^{注2)} (%) |
| A地域 (栃木・ 長野・ 宮崎) | 20歳代 | 男 | 40 | 10.0 | 253,947 | 9.9 |
| | | 女 | 40 | 10.0 | 245,357 | 9.5 |
| | 30歳代 | 男 | 50 | 12.5 | 359,018 | 13.9 |
| | | 女 | 50 | 12.5 | 343,231 | 13.3 |
| | 40歳代 | 男 | 50 | 12.5 | 329,972 | 12.8 |
| | | 女 | 50 | 12.5 | 325,749 | 12.6 |
| | 50歳代 | 男 | 60 | 15.0 | 359,100 | 13.9 |
| | | 女 | 60 | 15.0 | 359,035 | 13.9 |
| | 計 | 男 | 200 | 50.0 | 1,302,037 | 50.6 |
| | 計 | 女 | 200 | 50.0 | 1,273,372 | 49.4 |
| 計 | | 400 | 100.0 | 2,575,409 | 100.0 | |
| B地域 (山形・ 新潟・ 兵庫) | 20歳代 | 男 | 40 | 10.0 | 448,053 | 10.0 |
| | | 女 | 40 | 10.0 | 453,943 | 10.1 |
| | 30歳代 | 男 | 50 | 12.5 | 606,202 | 13.5 |
| | | 女 | 60 | 15.0 | 615,355 | 13.7 |
| | 40歳代 | 男 | 50 | 12.5 | 574,234 | 12.8 |
| | | 女 | 50 | 12.5 | 589,160 | 13.1 |
| | 50歳代 | 男 | 50 | 12.5 | 587,097 | 13.1 |
| | | 女 | 60 | 15.0 | 606,806 | 13.5 |
| | 計 | 男 | 190 | 47.5 | 2,215,586 | 49.4 |
| | 計 | 女 | 210 | 52.5 | 2,265,264 | 50.6 |
| 計 | | 400 | 100.0 | 4,480,850 | 100.0 | |

注1) 被調査者の年代別・性別の人数は、「被調査者人数計」と年代別・性別の「居住地の人口割合」の積を10人単位に丸めた目標値に基づき割付回収した結果である。

注2) 四捨五入の関係で計が一致しない箇所がある。

注3) 総務省統計局(2011a)

とは測定している方向が逆の項目)と表示した観測変数の値には、肯定的な回答から順に1, 2, 3, 4, 5を割り当てた。さらに、「回答選択肢」欄に「複数選択」と表示した観測変数の値には、選択された項目の数によって1~5を按分して割り当てた。

なお、構造方程式モデリングは、量的データを扱う手法として開発されたものであるが、本報で取り扱うような、5件法の質的データを量的データと見なして分析することは、問題ないとされている(豊田、1998)。

2.3 非農家戸数規模別の農業集落数

Table 4は、2010年世界農林業センサス(総務省統計局、2011b)のデータをもとに、北海道と沖縄県、保全対策の実績のない東京都を除く、全国44府県の平地農業地域と都市的農業地域における、非農家戸数規模別の農業集落数を推計・整理したものである。

Table 4の「非農家戸数規模」欄および「累計農業集

Table 4 非農家戸数規模別の農業集落数
Number of rural communities by the size of non-farm households per rural community

| | | | | | | | | | | |
|---------------------------------|-----|-------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|
| 総戸数規模 (戸) | ~9 | 10~29 | 30~49 | 50~99 | 100~149 | 150~199 | 200~299 | 300~499 | 500~ | 計 |
| 非農家戸数規模 (戸) (推計) ^{注2)} | ~8 | 9~27 | 28~46 | 47~92 | 93~139 | 140~186 | 187~279 | 280~466 | 467~ | |
| 農業集落数 (集落) (推計) ^{注3)} | 747 | 7,278 | 9,121 | 13,236 | 6,581 | 3,826 | 4,680 | 4,552 | 8,156 | 58,177 |
| 累計農業集落数 (集落) | 747 | 8,025 | 17,146 | 30,382 | 36,963 | 40,789 | 45,469 | 50,021 | 58,177 | - |
| 累計農業集落数構成割合 (%) | 1.3 | 13.8 | 29.5 | 52.2 | 63.5 | 70.1 | 78.2 | 86.0 | 100.0 | - |

注1) 上表は、北海道、沖縄県、東京都を除く44府県の平地農業地域と都市的農業地域を対象とした。
 注2) 「1農業集落当たり平均戸数 (農家数・非農家数)」のデータ (総務省統計局, 2011b) を元に算出した非農家率 (93.4%) を、総戸数に乗じて推計した。
 注3) 「総戸数規模別農業集落数」のデータ (総務省統計局, 2011b) に、府県別の「農業用排水路のある農業集落」の割合を乗じて推計した。

Table 5 モデル1によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果 (新潟県の新潟県民800人の場合)

Results of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 1 (case of 800 non-farmers in Niigata Prefecture)

| 連番 | 潜在変数 | F_{11}, F_9, F_{10} | | F_2, F_3 | | | F_1 | | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) | | |
|-----|----------|-----------------------|------------|------------------------------|---------------------------|----------|---------------------|------------|---------------------|---------------------|------------------------------|----------|------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ | 切片 f_2 | 平均値 (5点満点) | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 | F_{11} 以外の影響分 | | 切片 f_i | 平均値 (5点満点) |
| i | F_i | | | ① | ② | ③ | ①+②+③ | | ④ | ⑤ | ⑥ | ④+⑤+⑥ | (④+⑤+⑥) |
| 11 | F_{11} | 2.34 | 0.29 | 0.68 | | | | | | | | | |
| 9 | F_9 | 3.19 | -0.23 | | -0.73 | | | | | | | | |
| 10 | F_{10} | 2.88 | 1.28 | | 3.69 | | | | | | | | |
| 2 | F_2 | | | 0.68 | 2.96 ^{注2)} | -0.81 | 2.83 | 0.44 | 0.30 ^{注4)} | 0.95 ^{注5)} | | | |
| 3 | F_3 | | | | | | 2.89 ^{注3)} | 0.15 | | 0.43 ^{注6)} | | | |
| 1 | F_1 | | | | | | | | 0.30 | 1.38 ^{注7)} | 0.73 | 2.41 | 0.12 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) F_9 と F_{10} の計 注3) f_3 注4) ①× p_2 注5) (②+ f_2) p_2
 注6) $f_3 p_3$ 注7) F_2 と F_3 の計

「農業集落構成割合」欄を見ると、非農家戸数が466戸までの集落が、全体の86%を占めることが分かる。このことから、I章で述べた非農家世帯が800戸以上の農業集落は、平地農業地域と都市的農業地域を例に見ると、農業集落総数の1割程度であろうことが分かる。

III 結果と考察

3.1 パラメータ数を削減した場合

3.1.1 既往研究のデータを使用した場合の適合度の評価

Table 5に、モデル1について、既往研究のデータを使用した場合の、パス係数等のパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果を示す。また、Table 6に、モデル2について、同様に行った結果を示す。さらに、Table 7に、上記2つのモデルの適合度指標の計測結果を示す。

Table 7について、「計測結果」の「モデル1」欄を見ると、CFIは、適合が良いとされる目安の0.9以上にほぼ達している0.896であり、RMSEAは、適合が妥当と

される目安の0.08以下の0.077である。同様に「モデル2」欄を見ると、CFIは、適合が良いとされる目安の0.9以上の0.913、RMSEAは、適合が妥当とされる目安の0.08以下の0.069である。このように、既往研究のデータを使用した場合、新たに構成したモデル1・2は、いずれも現実のデータに適合していることが確認された。

このことから、新たに構成したモデル1・2を使って、継続性評価指標を算出することができる可能性があると判定した。「可能性がある」とした理由は、上記の適合度の評価において使用したデータは、新潟県の新潟県民800人から入手したものであるため、結果の適用範囲は当該被調査者に限定されるためである。

ここで、各モデルの継続性評価指標 S の値を比べると、モデル0が0.30 (Table 1) であるのに対し、モデル1は0.12 (Table 5)、モデル2は0.14 (Table 6) となっている。このように、同じデータを使用した場合であっても、もとにしたモデル0に比べて、パラメータ数を削減したモデル1・2は、指標の値が小さくなっている。その理由について本報では分析していないが、継続性評価

Table 6 モデル2によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果 (新潟県の新農家住民800人の場合)

Results of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 2 (case of 800 non-farmers in Niigata Prefecture)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 F_i | F_{11}, F_9, F_{10}, F_3 | パス係数 p_i | F_1 | | | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ | 継続性評価指標 S = ④/ (④+⑤+⑥) |
|----------------|---------------|----------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|--------------------------------|
| | | 平均値 f_i | | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ④ | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ⑤ | 切片 f_i ⑥ | | |
| 11 | F_{11} | 2.34 | 0.14 | 0.33 | | | | |
| 9 | F_9 | 3.19 | -0.14 | | -0.45 | | | |
| 10 | F_{10} | 2.87 | 1.14 | | 3.27 | | | |
| 3 | F_3 | 2.89 | 0.07 | | 0.20 | | | |
| 1 | F_1 | | | 0.33 | 3.02 ^{注2)} | -0.98 | 2.37 | 0.14 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) F_9, F_{10}, F_3 の計

Table 7 モデル1およびモデル2の適合度指標の計測結果 (新潟県の新農家住民800人の場合)

Results of the estimation of fitness indexes of the model 1 and the model 2 (case of 800 non-farmers in Niigata Prefecture)

| 指標名 | 値の範囲 | 適合が良いとされる 目安 ^{注)} | 計測結果 | |
|-------|-------|--------------------------------|-------|-------|
| | | | モデル1 | モデル2 |
| CFI | 通常0~1 | 0.9以上 | 0.896 | 0.913 |
| RMSEA | 0以上 | 0.05以下。0.08以下で 妥当, 0.1以上で不適 | 0.077 | 0.069 |

注) 室橋 (2007), 大石・都竹 (2009)

指標の値が小さいと、継続性が低い維持管理組織を選別するため複数の組織の指標の値を比べる際に、値の差も小さくなり、継続性の評価が難しくなる可能性が示唆される。また、上記のとおり、同じ既往研究のデータを使用している場合であっても、モデルが異なると継続性評価指標の値は異なることから、異なるモデルを使って算出した継続性評価指標の値を比較することはできないことに、留意が必要である。

3.1.2 新たに入手したデータを使用した場合の適合度の評価

Table 8~13に、モデル1・2について、A地域の非農家住民から得た質問紙調査の回答データを、それぞれ全数、パラメータ数の10倍、パラメータ数の5倍に相当する人数分使用した場合の、パス係数等のパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果を示す。また、**Table 14~19**に、B地域のデータを使用した場合の、同様に行った結果を示す。さらに、**Table 20**に、**Table 8~19**の各ケースの適合度指標の計測結果を、モデル1とモデル2を比較して示す。なお、2.2.2項で述べたとおり、パラメータ数はモデル1が39、モデル2が35なので、上記の全数、パラメータ数の10倍、パラメータ数の5倍に相当する人数は、モデル1がそれぞれ400人、390人、195人、モデル2がそれぞれ400人、350人、175人である。

Table 20について、はじめに、「A地域」の「CFI」欄を見ると、「モデル1」について「パラメータ数の10倍」のデータを使用した場合の値は0.897であって、前出の**Table 7**に示した「適合が良いとされる目安」の0.9以上に、ほぼ達している。これに対し、「モデル2」について「パラメータ数の10倍」のデータを使用した場合の値は0.881であって、適合が良いとされる目安の0.9以上に近いものの、モデル1よりは低い値である。このように、モデル1の方がモデル2よりも相対的に適合が良いことを、「適合が相対的に良いモデル」欄に「モデル1」と表記した。同様に、「パラメータ数の5倍」のデータを使用した場合の値は、モデル1が0.858、モデル2が0.834であって、モデル1の方が、適合が相対的に良いモデルとなっている。

「A地域」について、次に「RMSEA」欄を見ると、「モデル1」について「パラメータ数の10倍」のデータを使用した場合の値は0.087であって、前出の**Table 7**に示した「適合が妥当」とされる目安の0.08以下と、「適合が不適」とされる目安の0.1以上の、中間位の値となっている。これに対し、「モデル2」について「パラメータ数の10倍」のデータを使用した場合の値は0.088であって、モデル1の方が、適合が相対的に良いモデルとなっている。同様に、「パラメータ数の5倍」のデータを使用した場合の値は、モデル1が0.088、モデル2が0.101であって、モデル1の方が、適合が相対的に良いモデルとなっている。

次に、「B地域」の「CFI」欄を見ると、「パラメータ数の10倍」のデータを使用した場合は、A地域と同様にモデル1の方が、適合が相対的に良いモデルとなっている。一方、「パラメータ数の5倍」のデータを使用した場合は、モデル2の方が、適合が相対的に良いモデルとなっている。このことは、「B地域」の「RMSEA」欄を見ても同様である。

以上のように、新たに入手したデータを使用してモデル1・2の適合度を評価・比較した結果、8ケース中6ケースにおいて、モデル1の方が、適合が相対的に良いモデ

Table 8 モデル1によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果（A地域の非農家住民400人の場合）

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 1 (case of 400 non-farmers in area A)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 <i>F_i</i> | <i>F₁₁, F₉, F₁₀</i> | | | <i>F₂, F₃</i> | | | <i>F₁</i> | | | | 継続性 評価指標 <i>S</i> = ④/ (④+⑤+⑥) | |
|----------------|------------------------------|--|----------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------|------------------------|----------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------|--|------------------------|
| | | 平均値 <i>f_i</i> | パス 係数 <i>p_i</i> | <i>F₁₁</i> の 影響分 ① | <i>F₁₁</i> 以外の 影響分 ② | 切片 <i>f₂</i> ③ | 平均値 (5点満点) ①+②+③ | パス 係数 <i>p_i</i> | <i>F₁₁</i> の 影響分 ④ | <i>F₁₁</i> 以外の 影響分 ⑤ | 切片 <i>f_i</i> ⑥ | | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ |
| 11 | <i>F₁₁</i> | 2.08 | 0.05 | 0.10 | | | | | | | | | |
| 9 | <i>F₉</i> | 3.17 | -0.31 | | -0.98 | | | | | | | | |
| 10 | <i>F₁₀</i> | 2.79 | 1.54 | | 4.30 | | | | | | | | |
| 2 | <i>F₂</i> | | | 0.10 | 3.32 ^{注2)} | -0.55 | 2.87 | 0.50 | 0.05 ^{注4)} | 1.39 ^{注5)} | | | |
| 3 | <i>F₃</i> | | | | | | 2.82 ^{注3)} | 0.18 | | 0.51 ^{注6)} | | | |
| 1 | <i>F₁</i> | | | | | | | | 0.05 | 1.90 ^{注7)} | 0.36 | 2.31 | 0.02 |

注1) 上表中の*f_i*, *p_i*の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) *F₉*と*F₁₀*の計 注3) *f₃* 注4) ①×*p₂* 注5) (②+*f₂*) *p₂*
 注6) *f₃p₃* 注7) *F₂*と*F₃*の計

Table 9 モデル1によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果（A地域の非農家住民390人の場合）

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 1 (case of 390 non-farmers in area A)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 <i>F_i</i> | <i>F₁₁, F₉, F₁₀</i> | | | <i>F₂, F₃</i> | | | <i>F₁</i> | | | | 継続性 評価指標 <i>S</i> = ④/ (④+⑤+⑥) | |
|----------------|------------------------------|--|----------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------|------------------------|----------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------|--|------------------------|
| | | 平均値 <i>f_i</i> | パス 係数 <i>p_i</i> | <i>F₁₁</i> の 影響分 ① | <i>F₁₁</i> 以外の 影響分 ② | 切片 <i>f₂</i> ③ | 平均値 (5点満点) ①+②+③ | パス 係数 <i>p_i</i> | <i>F₁₁</i> の 影響分 ④ | <i>F₁₁</i> 以外の 影響分 ⑤ | 切片 <i>f_i</i> ⑥ | | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ |
| 11 | <i>F₁₁</i> | 2.07 | 0.06 | 0.12 | | | | | | | | | |
| 9 | <i>F₉</i> | 3.16 | -0.28 | | -0.88 | | | | | | | | |
| 10 | <i>F₁₀</i> | 2.79 | 1.49 | | 4.16 | | | | | | | | |
| 2 | <i>F₂</i> | | | 0.12 | 3.28 ^{注2)} | -0.55 | 2.85 | 0.50 | 0.06 ^{注4)} | 1.37 ^{注5)} | | | |
| 3 | <i>F₃</i> | | | | | | 2.82 ^{注3)} | 0.19 | | 0.54 ^{注6)} | | | |
| 1 | <i>F₁</i> | | | | | | | | 0.06 | 1.91 ^{注7)} | 0.33 | 2.30 | 0.03 |

注1) 上表中の*f_i*, *p_i*の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) *F₉*と*F₁₀*の計 注3) *f₃* 注4) ①×*p₂* 注5) (②+*f₂*) *p₂*
 注6) *f₃p₃* 注7) *F₂*と*F₃*の計

Table 10 モデル1によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果（A地域の非農家住民195人の場合）

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 1 (case of 195 non-farmers in area A)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 <i>F_i</i> | <i>F₁₁, F₉, F₁₀</i> | | | <i>F₂, F₃</i> | | | <i>F₁</i> | | | | 継続性 評価指標 <i>S</i> = ④/ (④+⑤+⑥) | |
|----------------|------------------------------|--|----------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------|------------------------|----------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------|--|------------------------|
| | | 平均値 <i>f_i</i> | パス 係数 <i>p_i</i> | <i>F₁₁</i> の 影響分 ① | <i>F₁₁</i> 以外の 影響分 ② | 切片 <i>f₂</i> ③ | 平均値 (5点満点) ①+②+③ | パス 係数 <i>p_i</i> | <i>F₁₁</i> の 影響分 ④ | <i>F₁₁</i> 以外の 影響分 ⑤ | 切片 <i>f_i</i> ⑥ | | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ |
| 11 | <i>F₁₁</i> | 1.98 | 0.02 | 0.04 | | | | | | | | | |
| 9 | <i>F₉</i> | 3.02 | -0.16 | | -0.48 | | | | | | | | |
| 10 | <i>F₁₀</i> | 2.64 | 1.33 | | 3.51 | | | | | | | | |
| 2 | <i>F₂</i> | | | 0.04 | 3.03 ^{注2)} | -0.41 | 2.66 | 0.52 | 0.02 ^{注4)} | 1.36 ^{注5)} | | | |
| 3 | <i>F₃</i> | | | | | | 2.66 ^{注3)} | 0.18 | | 0.48 ^{注6)} | | | |
| 1 | <i>F₁</i> | | | | | | | | 0.02 | 1.84 ^{注7)} | 0.27 | 2.13 | 0.01 |

注1) 上表中の*f_i*, *p_i*の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) *F₉*と*F₁₀*の計 注3) *f₃* 注4) ①×*p₂* 注5) (②+*f₂*) *p₂*
 注6) *f₃p₃* 注7) *F₂*と*F₃*の計

Table 11 モデル2によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果（A地域の非農家住民400人の場合）

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 2 (case of 400 non-farmers in area A)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 <i>F_i</i> | <i>F₁₁, F₉, F₁₀, F₃</i> | | | <i>F₁</i> | | | 継続性 評価指標 <i>S</i> = ④/ (④+⑤+⑥) |
|----------------|------------------------------|---|------------------------------|--|--|---------------------------------|------------------------|--|
| | | 平均値 <i>f_i</i> | パス係数 <i>p_i</i> | <i>F₁₁</i> の影響分 <i>f₁₁p₁₁</i> ④ | <i>F₁₁</i> 以外の影響分 <i>f_ip_i</i> ⑤ | 切片 <i>f_i</i> ⑥ | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ | |
| 11 | <i>F₁₁</i> | 2.08 | 0.16 | 0.33 | | | | |
| 9 | <i>F₉</i> | 3.17 | -0.14 | | -0.44 | | | |
| 10 | <i>F₁₀</i> | 2.81 | 1.05 | | 2.95 | | | |
| 3 | <i>F₃</i> | 2.82 | 0.07 | | 0.20 | | | |
| 1 | <i>F₁</i> | | | 0.33 | 2.71 ^{注2)} | -0.79 | 2.25 | 0.15 |

注1) 上表中の*f_i*, *p_i*の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) *F₉*, *F₁₀*, *F₃*の計

Table 12 モデル2によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果 (A地域の非農家住民350人の場合)

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 2 (case of 350 non-farmers in area A)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 F_i | F_{11}, F_9, F_{10}, F_3 | | | F_1 | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) |
|----------------|---------------|----------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|---------------------------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ④ | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ⑤ | 切片 f_i ⑥ | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ | |
| 11 | F_{11} | 2.06 | 0.17 | 0.35 | | | | |
| 9 | F_9 | 3.12 | -0.13 | | -0.41 | | | |
| 10 | F_{10} | 2.77 | 0.94 | | 2.60 | | | |
| 3 | F_3 | 2.77 | 0.11 | | 0.30 | | | |
| 1 | F_1 | | | 0.35 | 2.49 ^{注2)} | -0.64 | 2.20 | 0.16 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) F_9, F_{10}, F_3 の計

Table 13 モデル2によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果 (A地域の非農家住民175人の場合)

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 2 (case of 175 non-farmers in area A)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 F_i | F_{11}, F_9, F_{10}, F_3 | | | F_1 | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) |
|----------------|---------------|----------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|---------------------------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ④ | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ⑤ | 切片 f_i ⑥ | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ | |
| 11 | F_{11} | 2.01 | 0.13 | 0.26 | | | | |
| 9 | F_9 | 3.03 | -0.23 | | -0.70 | | | |
| 10 | F_{10} | 2.68 | 1.16 | | 3.11 | | | |
| 3 | F_3 | 2.71 | 0.11 | | 0.30 | | | |
| 1 | F_1 | | | 0.26 | 2.71 ^{注2)} | -0.84 | 2.13 | 0.12 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) F_9, F_{10}, F_3 の計

Table 14 モデル1によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果 (B地域の非農家住民400人の場合)

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 1 (case of 400 non-farmers in area B)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 F_i | F_{11}, F_9, F_{10} | | F_2, F_3 | | F_1 | | | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) | |
|----------------|---------------|-----------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|---------------|---------------------|----------------------|---------------------------------|------------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ① | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ② | 切片 f_2 ③ | 平均値 (5点満点) ①+②+③ | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 ④ | F_{11} 以外の影響分 ⑤ | | 切片 f_i ⑥ |
| 11 | F_{11} | 2.10 | 0.07 | 0.15 | | | | | | | | |
| 9 | F_9 | 3.06 | -0.30 | | -0.92 | | | | | | | |
| 10 | F_{10} | 2.78 | 1.44 | | 4.00 | | | | | | | |
| 2 | F_2 | | | 0.15 | 3.08 ^{注2)} | -0.38 | 2.85 | 0.37 | 0.06 ^{注4)} | 1.00 ^{注5)} | | |
| 3 | F_3 | | | | | | 2.78 ^{注3)} | 0.21 | | 0.58 ^{注6)} | | |
| 1 | F_1 | | | | | | | 0.06 | 1.58 ^{注7)} | 0.56 | 2.20 | 0.03 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) F_9 と F_{10} の計 注3) f_3 注4) ①× p_2 注5) (②+ f_2) p_2
注6) $f_3 p_3$ 注7) F_2 と F_3 の計

Table 15 モデル1によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果 (B地域の非農家住民390人の場合)

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 1 (case of 390 non-farmers in area B)

| 連番 <i>i</i> | 潜在変数 F_i | F_{11}, F_9, F_{10} | | F_2, F_3 | | F_1 | | | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) | |
|----------------|---------------|-----------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|---------------|---------------------|----------------------|---------------------------------|------------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ① | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ② | 切片 f_2 ③ | 平均値 (5点満点) ①+②+③ | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 ④ | F_{11} 以外の影響分 ⑤ | | 切片 f_i ⑥ |
| 11 | F_{11} | 2.11 | 0.09 | 0.19 | | | | | | | | |
| 9 | F_9 | 3.08 | -0.29 | | -0.89 | | | | | | | |
| 10 | F_{10} | 2.79 | 1.43 | | 3.99 | | | | | | | |
| 2 | F_2 | | | 0.19 | 3.10 ^{注2)} | -0.43 | 2.86 | 0.36 | 0.07 ^{注4)} | 0.96 ^{注5)} | | |
| 3 | F_3 | | | | | | 2.78 ^{注3)} | 0.20 | | 0.56 ^{注6)} | | |
| 1 | F_1 | | | | | | | 0.07 | 1.52 ^{注7)} | 0.58 | 2.17 | 0.03 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値 注2) F_9 と F_{10} の計 注3) f_3 注4) ①× p_2 注5) (②+ f_2) p_2
注6) $f_3 p_3$ 注7) F_2 と F_3 の計

Table 16 モデル1によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果（B地域の非農家住民195人の場合）

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 1 (case of 195 non-farmers in area B)

| 連番 | 潜在変数 | F_{11}, F_9, F_{10} | | | F_2, F_3 | | | F_1 | | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) |
|-----|----------|-----------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|---------------|---------------------|----------------------|------------------|---------------------------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ① | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ② | 切片 f_2 ③ | 平均値 (5点満点) ①+②+③ | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 ④ | F_{11} 以外の影響分 ⑤ | 切片 f_1 ⑥ | |
| i | F_i | | | | | | | | | | | |
| 11 | F_{11} | 2.05 | 0.19 | 0.39 | | | | | | | | |
| 9 | F_9 | 3.13 | -0.12 | | -0.38 | | | | | | | |
| 10 | F_{10} | 2.81 | 1.15 | | 3.23 | | | | | | | |
| 2 | F_2 | | | 0.39 | 2.85 ^{注2)} | -0.40 | 2.84 | 0.34 | 0.13 ^{注4)} | 0.83 ^{注5)} | | |
| 3 | F_3 | | | | | | 2.91 ^{注3)} | 0.28 | | 0.81 ^{注6)} | | |
| 1 | F_1 | | | | | | | | 0.13 | 1.64 ^{注7)} | 0.35 | 2.12 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値
注2) F_9 と F_{10} の計
注3) f_3
注4) ①× p_2
注5) (②+ f_2) p_2
注6) $f_3 p_3$
注7) F_2 と F_3 の計

Table 17 モデル2によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果（B地域の非農家住民400人の場合）

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 2 (case of 400 non-farmers in area B)

| 連番 | 潜在変数 | F_{11}, F_9, F_{10}, F_3 | | | F_1 | | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) |
|-----|----------|----------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|--|---------------------------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ④ | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ⑤ | 切片 f_1 ⑥ | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ | | |
| i | F_i | | | | | | | | |
| 11 | F_{11} | 2.10 | 0.02 | 0.04 | | | | | |
| 9 | F_9 | 3.06 | -0.32 | | | -0.98 | | | |
| 10 | F_{10} | 2.78 | 1.02 | | | 2.84 | | | |
| 3 | F_3 | 2.78 | 0.06 | | | 0.17 | | | |
| 1 | F_1 | | | 0.04 | 2.03 ^{注2)} | 0.11 | 2.18 | | 0.02 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値
注2) F_9, F_{10}, F_3 の計

Table 18 モデル2によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果（B地域の非農家住民350人の場合）

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 2 (case of 350 non-farmers in area B)

| 連番 | 潜在変数 | F_{11}, F_9, F_{10}, F_3 | | | F_1 | | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) |
|-----|----------|----------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|--|---------------------------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ④ | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ⑤ | 切片 f_1 ⑥ | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ | | |
| i | F_i | | | | | | | | |
| 11 | F_{11} | 2.10 | 0.04 | 0.08 | | | | | |
| 9 | F_9 | 3.11 | -0.42 | | | -1.31 | | | |
| 10 | F_{10} | 2.78 | 0.95 | | | 2.64 | | | |
| 3 | F_3 | 2.81 | 0.10 | | | 0.28 | | | |
| 1 | F_1 | | | 0.08 | 1.61 ^{注2)} | 0.49 | 2.18 | | 0.04 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値
注2) F_9, F_{10}, F_3 の計

Table 19 モデル2によるパラメータの推定結果および継続性評価指標の算出結果（B地域の非農家住民175人の場合）

Result of the estimation of parameters and the calculation of the indicator to evaluate sustainability by the model 2 (case of 175 non-farmers in area B)

| 連番 | 潜在変数 | F_{11}, F_9, F_{10}, F_3 | | | F_1 | | | | 継続性評価指標 S = ④ / (④+⑤+⑥) |
|-----|----------|----------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------|------------------------|--|---------------------------------|
| | | 平均値 f_i | パス係数 p_i | F_{11} の影響分 $f_{11}p_{11}$ ④ | F_{11} 以外の影響分 $f_i p_i$ ⑤ | 切片 f_1 ⑥ | 平均値 (5点満点) ④+⑤+⑥ | | |
| i | F_i | | | | | | | | |
| 11 | F_{11} | 2.09 | 0.17 | 0.36 | | | | | |
| 9 | F_9 | 3.09 | -0.22 | | | -0.68 | | | |
| 10 | F_{10} | 2.76 | 0.82 | | | 2.26 | | | |
| 3 | F_3 | 2.85 | 0.09 | | | 0.26 | | | |
| 1 | F_1 | | | 0.36 | 1.84 ^{注2)} | -0.10 | 2.10 | | 0.17 |

注1) 上表中の f_i, p_i の値は、Amosで求めた非標準化推定値
注2) F_9, F_{10}, F_3 の計

Table 20 モデル1およびモデル2の適合度指標の計測結果 (A・B地域の非農家住民の場合)
Results of the estimation of fit indexes of the model 1 and the model 2 (case of non-farmers in area A and area B)

| 区分 | データ数 | A地域 | | | | | | B地域 | | | | | |
|----------------|------|----------|----------|--------------------------|----------|----------|--------------------------|----------|----------|--------------------------|----------|----------|--------------------------|
| | | CFI | | | RMSEA | | | CFI | | | RMSEA | | |
| | | 値 | | 適合が 相対的に 良い モデル |
| | | モデル 1 | モデル 2 | | モデル 1 | モデル 2 | | モデル 1 | モデル 2 | | モデル 1 | モデル 2 | |
| パラメータ数 の10倍 | 390 | 0.897 | | モデル1 | 0.087 | | モデル1 | 0.881 | | モデル1 | 0.085 | | モデル1 |
| | 350 | | 0.881 | | | 0.088 | | 0.853 | | | | 0.090 | |
| パラメータ数 の5倍 | 195 | 0.858 | | モデル1 | 0.099 | | モデル1 | 0.887 | | モデル2 | 0.081 | | モデル2 |
| | 175 | | 0.834 | | | 0.101 | | 0.908 | | | | 0.072 | |
| 参考 (全数) | 400 | 0.897 | 0.884 | モデル1 | 0.087 | 0.088 | モデル1 | 0.886 | 0.867 | モデル1 | 0.084 | 0.087 | モデル1 |

注) 上表中, CFIとRMSEAは適合度指標を表す。

ルとなっている。このことから、簡易算出手法としては、モデル1の方が、モデル2に比べて、データとの適合が相対的に良い傾向にあることが示唆される。

なお、上述したように、「B地域」において「パラメータ数の5倍」のデータを使用した場合、モデル2の方が、適合が相対的に良いモデルとなっている。このことに関して、「参考 (全数)」に示したとおり、「B地域」において全数データを使用した場合の、CFIとRMSEAの「適合が相対的に良いモデル」欄を見ると、両者とも「モデル1」となっている。このことから、モデル2の適合が良かった理由の1つとして、データを無作為抽出した際に、データの偏りの発生した可能性が示唆される。

ここで、前出のTable 7に示したように、既往研究のデータを使用した場合には、モデル2の方がデータとの適合が相対的に良かった。Table 7に示した結果は、800人分という、パラメータ数の10倍を遙かに越える人数分のデータを使用したものである。そのため、本項の結果と単純に比較することは適切でないと考えられるものの、本項で述べた、新たに入手したデータを使用した場合とは、逆の結果になっていた。このことについて、本報ではその理由を分析していないが、適合度指標は、2.2.2項で述べたとおり、モデル全体が現実のデータに適合している度合いを評価する指標なので、「現実のデータ」が異なれば、適合が相対的に良いモデルも異なる可能性がある。モデル1・2の適合度について、より一般性のある考察を導くためには、さまざまな被調査者による分析結果を積み重ねていくことが重要であり、その観点から、本項でも2つの地域のデータを使用したところである。

3.2 パラメータ数の5倍のデータを使用した場合

Table 21に、Table 20に示した適合度指標の計測結果を再整理し、パラメータ数の10倍のデータを使用した場合と5倍のデータを使用した場合の計測結果を比較し

て示す。あわせて、Table 8～19に示した継続性評価指標Sの算出結果を、整理して示す。

Table 21について、はじめに、「A地域」の「CFI」欄を見ると、「パラメータ数の10倍」のデータを「モデル1」について使用した場合の値は0.897であって、前項で述べたとおり、適合が良いとされる目安の0.9以上にほぼ達している。これに対し、「パラメータ数の5倍」のデータを「モデル1」について使用した場合の値は0.858であって、適合が良いとされる目安の0.9以上との差は0.042である。このように、A地域のデータを使用してCFIにより評価した場合、モデル1は、パラメータ数の10倍のデータに適合しているものの、5倍のデータに適合しているとは言えなかった。このことから、当該ケースについては、「パラメータ数の5倍のデータを使用することにより推定が不安定になることが、実用上の許容範囲にない」と判定した。このことを、「実用上の許容範囲」欄に「なし」と表記した。

同様に、「パラメータ数の10倍」のデータを「モデル2」について使用した場合の値は0.881であって、適合が良いとされる目安の0.9以上に近い値である。これに対し、「パラメータ数の5倍」の値は0.834であって、適合が良いとされる目安の0.9以上との差は0.066である。このことから、当該ケースについても、「実用上の許容範囲」欄に「なし」と表記した。

「A地域」について、次に「RMSEA」欄を見ると、「パラメータ数の10倍」のデータを「モデル1」について使用した場合の値は0.087であって、前項で述べたとおり、適合が妥当とされる目安の0.08以下と、適合が不適とされる目安の0.1以上の、中間位の値となっている。これに対し、「パラメータ数の5倍」の値は0.099であって、適合が不適とされる目安の0.1以上とほぼ等しい値である。このことから、当該ケースについても、「実用上の許容範囲」欄に「なし」と表記した。

同様に、「パラメータ数の10倍」のデータを「モデル2」

Table 21 パラメータ数の10倍のデータを使用した場合および5倍のデータを使用した場合の適合度指標の計測結果（A・B地域の非農家住民の場合）

Results of the estimation of fit indexes using the data 10 times as many as the number of parameters and the data 5 times of parameters (case of non-farmers in area A and area B)

| 区分 | データ数 | A 地域 | | | | | | S | B 地域 | | | | | | |
|------|---------|------------|-----------|----------|------------|-----------|----------|------|------------|-----------|----------|------------|-----------|----------|------|
| | | CFI | | | RMSEA | | | | CFI | | | RMSEA | | | |
| | | パラメータ数の10倍 | パラメータ数の5倍 | 実用上の許容範囲 | パラメータ数の10倍 | パラメータ数の5倍 | 実用上の許容範囲 | | パラメータ数の10倍 | パラメータ数の5倍 | 実用上の許容範囲 | パラメータ数の10倍 | パラメータ数の5倍 | 実用上の許容範囲 | |
| モデル1 | 390 | 0.897 | | なし | 0.087 | | なし | 0.03 | 0.881 | | あり | 0.085 | | あり | 0.03 |
| | 195 | | 0.858 | | | 0.099 | | 0.01 | | 0.887 | | | 0.081 | | 0.06 |
| | 参考(400) | 0.897 | | - | 0.087 | | - | 0.02 | 0.886 | | - | 0.084 | | - | 0.03 |
| モデル2 | 350 | 0.881 | | なし | 0.088 | | なし | 0.16 | 0.853 | | なし | 0.090 | | あり | 0.04 |
| | 175 | | 0.834 | | | 0.101 | | 0.12 | | 0.908 | | | 0.072 | | 0.17 |
| | 参考(400) | 0.884 | | - | 0.088 | | - | 0.15 | 0.867 | | - | 0.087 | | - | 0.02 |

注) 上表中, CFIとRMSEAは適合度指標を表し, Sは継続性評価指標を表す。

について使用した場合の値は0.088であり、「パラメータ数の5倍」の値は0.101である。このことから、当該ケースについても、「実用上の許容範囲」欄に「なし」と表記した。

次に、「B地域」の「CFI」欄を見ると、「パラメータの10倍」のデータを「モデル1」について使用した場合の値は0.881、「パラメータ数の5倍」の値は0.887であって、いずれも、適合が良いとされる目安の0.9以上に近い値である。このことから、当該ケースについては、「パラメータ数の5倍のデータを使用することにより推定が不安定になることが、実用上の許容範囲にある」と判定した。このことを、「実用上の許容範囲」欄に「あり」と表記した。

同様に、「パラメータ数の10倍」のデータを「モデル2」について使用した場合の値は0.853であって、適合が良いとされる目安の0.9以上との差は0.047である。これに対し、「パラメータ数の5倍」の値は0.908であって、適合が良いとされる目安の0.9以上である。このように、パラメータ数の10倍のデータに適合していないので、2.2.3項で述べたとおり、そもそもモデル2を使ってB地域の当該データを分析することは適切でない可能性がある。このことから、当該ケースについては、「実用上の許容範囲」欄に「なし」と表記した。

「B地域」について、次に「RMSEA」欄を見ると、「パラメータの10倍」のデータを「モデル1」について使用した場合の値は0.085であって、適合が妥当とされる目安の0.08以下と、適合が不適とされる目安の0.1以上の、中間位の値となっている。これに対し、「パラメータ数の5倍」の値は0.081であって、適合が妥当とされる目安の0.08以下に、ほぼ達している。このことから、当該

ケースについては、「実用上の許容範囲」欄に「あり」と表記した。

同様に、「パラメータ数の10倍」のデータを「モデル2」に使用した場合の値は0.090であって、適合が妥当とされる目安の0.08以下と、適合が不適とされる目安の0.1以上の、中間位の値となっている。これに対し、「パラメータ数の5倍」の値は0.072であって、適合が妥当とされる目安の0.08以下である。このことから、当該ケースについても、「実用上の許容範囲」欄に「あり」と表記した。

以上のように、パラメータ数の10倍のデータを使用した場合と5倍のデータを使用した場合の適合度を評価・比較した結果、8ケース中5ケースにおいて、パラメータ数の5倍のデータを使用することにより推定が不安定になることが、実用上の許容範囲にないと判定した。このことから、簡易算出手法としてパラメータ数の5倍のデータを使用することは、必ずしも適切でないことが示唆される。

なお、上述したように、「B地域」の「CFI」の値は、「パラメータ数の5倍」のデータを「モデル2」について使用した場合、適合が良いとされる目安の0.9以上(0.908)となっている。また、「B地域」の「RMSEA」の値は、「パラメータ数の5倍」のデータを「モデル2」について使用した場合、適合が妥当とされる目安の0.08以下(0.072)となっている。これらのことに関して、「参考(400)」欄に示したとおり、全数データを使用した場合のCFIの値は0.867であり、RMSEAの値は0.087である。このことから、当該2ケースにおいて適合が良かった理由の1つとして、データを無作為抽出した際に、データの偏りの発生した可能性が示唆される。

ここで、Table 21に示した継続性評価指標について、B地域でCFI, RMSEAともに「実用上の許容範囲」欄が「あり」である「モデル1」の「S」欄を見ると、パラメータ数の10倍のデータを使用した場合の値が0.003、パラメータ数の5倍のデータを使用した場合の値が0.006となっている。単純に比べると2倍の差であるが、有効数字末尾で3の差であることから、差は大きくないと考える。

3.3 簡易算出手法を用いることによる継続性評価指標の適用範囲の拡大

3.1.1項で述べたとおり、新たに構成したモデル1・2を使って、継続性評価指標を算出することができる可能性があることが判定された。また、3.1.2項で述べたとおり、簡易算出手法としては、モデル1の方が、モデル2に比べて、データとの適合が相対的に良い傾向にあることが示唆された。さらに、3.2節で述べたとおり、パラメータ数の5倍のデータを使用することは、必ずしも適切でないことが示唆された。

以上のことから、簡易算出手法としては、モデル0では89であったパラメータ数を、39まで削減したモデル1に、パラメータ数の10倍に相当する390人分のデータを使用することが考えられる。また、この手法を用いることにより、継続性評価指標の算出に必要なデータを、約800人分から390人分まで減らせる可能性がある。

上記のことは、非農家世帯数が390戸以上の集落であれば、継続性評価指標を算出できる可能性のあることを意味する。ここで、前出のTable 4を見ると、非農家戸数規模が467戸以上の農業集落の数は、全体の集落数の14.0% (100.0% - 86.0%) を占め、280戸以上の集落は、21.8% (100% - 78.2%) を占める。このことから、按分して求めると、非農家世帯数が390戸以上の集落は、全体の17%程度あるものと考えられる。I章で述べたように、現行の指標は農業集落の1割程度に適用できたが、上記の簡易算出手法を用いることにより、17%程度まで適用範囲を拡大することができる可能性がある。また、Table 4に示した集落数の計は58,177集落なので、上記のことは、指標を適用可能な集落数が約4千増える((17% - 10%) × 58,177集落) 可能性のあることを意味する。

なお、本報で分析に使用したデータは、質問紙調査により入手したものであるため、本章で記述した結果と考察の適用範囲は今回の被調査者に限られる。より一般性のある結論を導くためには、さまざまな被調査者による分析結果を積み重ねていくことが重要であるが、本報はそのための情報の1つになる。

IV 結 言

農業集落にある水田用の用排水路の維持管理へ非農家

住民に継続的に参加して貰うためには、彼らの労力負担行動の継続性が相対的に低い維持管理組織を選別し、所要の施策を講ずることが重要である。この観点から既往研究において、組織を選別するための、継続性評価指標が提案されている。しかし、指標の算出に約800人分の質問紙調査の回答データが必要であることから、適用できる組織が限られている。

そこで、本報では、指標をより少ない人数分のデータで算出する手法を、2つの地域の非農家住民から得たデータを使って検討した。その結果、(1)新たに構成した2つのモデルのうち、「農業用水に関する知識」と「労力負担意欲」の間の要因を省略したモデル1の方が、データとの適合が相対的に良い傾向にあること、(2)モデル1を使うと、必要なデータを800人分から390人分まで減らせる可能性があることを示した。

一方、本報で分析に使用した質問紙調査の回答データは、インターネット調査により入手したものであり、インターネット調査には、母集団を明確に反映することができないという限界がある(日本マーケティング・リサーチ協会, 2006)。そのため、結果と考察の適用範囲は今回の被調査者に限られる。また、検討に用いた適合度指標の中には、適合が良いことを明確に示す値となっていないものが複数あった。そのため、より一般性のある結論を導くためには、さまざまな被調査者による分析結果を積み重ねていくことが重要である。さらに、本報で示した簡易算出手法を用いた場合、継続性評価指標の適用範囲は現行の1割程度から17%程度まで拡大するものの、依然として、適用できない多くの集落が存在する。

それでも、本報は、指標の算出に必要なデータ数を半減できる可能性のある手法を示し、そのことによる指標の適用範囲の拡大効果が約4千集落に及ぶと見込まれることから、中間的な研究成果で速報的な内容として、農村工学研究所技報にとりまとめたものである。そのため、今後、まずは、継続性評価指標の適用範囲を一層拡大させる可能性があることから、パラメータ数を削減する手段として、潜在変数を測定する観測変数の数を減らすことを検討することが求められる。さらに、無作為抽出した際にデータの偏りの発生した可能性に対処するため、ブートストラップ法を用いた再無作為抽出についても検討することが求められる。

このように、残された課題はあるものの、本報は、継続性評価指標の簡易算出手法を検討した最初の研究であり、今後の研究や現場での取り組みを進める上で有益な知見を提供していると考えられる。

引用文献

Bentler, P. M. and Chou, C. P. (1987) : Practical Issues in Structural Modeling, Sociological Methods & Research, 16(1),

- 90-91.
- 森 敏昭 (1999)：記憶，“中島義明，安藤清志，子安増生，坂野雄二，繁榎算男，立花政夫，箱田裕司編，心理学辞典”，有斐閣，p.150.
- 室橋弘人 (2007)：適合度指標の読み方 基準比較に基づく指標，“豊田秀樹編著，共分散構造分析 [Amos編]”，東京図書，p.245.
- 長濱健一郎 (2003)：地域資源管理の主体形成 「集落」新生への条件を探る，日本経済評論社，p.30.
- 内閣府 (2012)：平成24年版高齢社会白書，内閣府，p.6.
- 中村健太郎 (2003)：少ない標本数の問題，“豊田秀樹編著，共分散構造分析 [疑問編]”，朝倉書店，60-61.
- 日本マーケティング・リサーチ協会 (2006)：インターネット調査に関する品質保証ガイドライン，p.2.
- 農林水産省 (2013)：農地・水保全管理支払交付金実施要綱，p.1.
- 農林水産省 (2015)：多面的機能支払交付金実施要綱，p.1，3，30，33.
- 農林水産省農村振興局 (2015)：平成26年度多面的機能支払交付金の実施状況，p.16.
- 大石展緒，都竹浩生 (2009)：Amosで学ぶ調査系データ解析，東京図書，196-197.
- 鬼丸竜治 (2012)：用排水路の維持管理における非農家住民の労力負担構造の分析－働きかけが可能な要因に着目して－，農業農村工学会論文集，**281**，81-90.
- 鬼丸竜治 (2013)：水路の維持管理における労力負担行動の継続性評価指標，農業農村工学会論文集，**284**，89-90.
- 鬼丸竜治 (2014)：用排水路の維持管理における非農家住民の労力負担行動の継続性評価指標，平成25年度農村工学研究所成果情報，独立行政法人農業・食品産業技術総合研究機構農村工学研究所，29-30.
- 尾崎幸謙 (2007)：平均共分散構造分析，“豊田秀樹編著，共分散構造分析 [Amos編]”，東京図書，90-97.
- 菅井勝雄 (1999)：知識，“中島義明，安藤清志，子安増生，坂野雄二，繁榎算男，立花政夫，箱田裕司編，心理学辞典”，有斐閣，576-577.
- 総務省統計局 (2011a)：平成22年国勢調査 人口等基本集計第3-1表 年齢 (各歳)，男女別人口，年齢別割合，平均年齢及び年齢中位数 (総数及び日本人)，<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001034991> (閲覧日：2015年7月22日).
- 総務省統計局 (2011b)：2010年世界農林業センサス 第7巻 農山村地域調査報告書－都道府県編－，第2部 農山村地域調査 (農業集落用調査票関係)，7 [農業地域類型別]，<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001034607> (閲覧日：2015年7月17日).
- 田中秀明，豊 輝久，丸太雅博，田澤裕之 (2005)：地域における農地・農業用水等の資源保全活動の実態，農業土木学会誌，**73(5)**，11-14.
- 豊田秀樹 (1992)：SASによる共分散構造分析，東京大学出版会，49-56，119-120.
- 豊田秀樹 (1998)：共分散構造分析 (入門編)，朝倉書店，p.170，229，278.

受理年月日：平成27年9月17日

Simplified Calculation Techniques as an Indicator to Evaluate the Sustainability of Non-farmer Participation in Activities for Maintaining Irrigation/Drainage Canals

ONIMARU Tatsuji*

*Laboratory of Project Evaluation, Rural Development and Planning Research Division

Abstract

In rural communities of Japan, an aging population and increases in mixed inhabitation have reduced the workforce available to maintain irrigation/drainage canals, so cooperation of non-farmers is required. To encourage the continued participation of non-farmers in maintenance activities, organizations for maintenance activities in rural communities with low sustainability of non-farmer participation need to be sorted and supported. From this view point, a previous study proposed an indicator to evaluate the sustainability of non-farmer participation in maintenance activities using "Structure Equation Modeling with a mean structure". However, the application conditions for this indicator (calculation of the indicator requires 800 data sets collected from 800 non-farmers) limit users. Therefore, this study developed a simplified calculation technique as an indicator that can be calculated with less than 800 data sets. The following results were observed: (1) in two newly developed causality models, fitness indexes of one model that skipped some factors between "knowledge" and "willingness" showed a better fit than the other, (2) the model developed in this study can reduce the number of data sets necessary for calculations of the indicator from 800 to 390.

Key words: Irrigation/Drainage canal, Maintenance, Participation in maintenance activity, Indicator to Evaluate the Sustainability, Structure Equation Modeling with a mean structure