農研機構
NARO 国立研究開発法人 農業・食品産業技術総合研究機構

都市圏で暮らす高齢非農家住民の農作業参加構造の分析 ― 健康づくりに着目して―

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 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 公開日: 2026-07-17 キーワード: 作成者: 鬼丸, 竜治, 石田, 憲治, 合崎, 英男, 片山, 千栄 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.24514/0002001724

(c) 国立研究開発法人 農業・食品産業技術総合研究機構
National Agriculture and Food Research Organization, Japan

〔農工研技報　217
〕63 ～ 74，2015〕

都市圏で暮らす高齢非農家住民の農作業参加構造の分析
―健康づくりに着目して―

鬼丸竜治＊　石田憲治＊＊　合崎英男＊＊＊　片山千栄＊＊

＊農村基盤研究領域事業評価担当
＊＊技術移転センター
＊＊＊北海道大学大学院農学研究院開発経済学研究室

要　旨

超高齢社会を迎え，高齢者の健康維持が課題となる中，都市圏で暮らす高齢非農家住民の健康づくりに「農」の果たす役割が期待されている。彼らの農作業参加行動を促進するためには，行動を促す適切な要因に働きかけることが重要である。そこで，本報では健康づくりに着目して，農作業参加行動と影響要因の関係（農作業参加構造）を，三大都市圏の高齢非農家住民800人から得た質問紙調査データとパス解析モデルを用いて分析した。その結果，農作業参加行動には農作業参加意欲と農作業参加能力が，意欲には農作業に対する健康面での受益意識等の要因が，それぞれ影響を与える構造のモデルを示した。また，モデルの適合度指標のうちGFIは，適合が良いとされる0.9以上の0.989，RMSEAは，適合が妥当とされる0.08以下の0.077であり，モデルが現実のデータに適合していることが確認された。

キーワード：高齢者，健康づくり，農作業参加構造，非農家住民，パス解析

Ⅰ　緒　言

わが国では，世界に前例のない速さで高齢化が進み，世界のどの国も経験したことのない超高齢社会を迎えている（内閣府，2012）。65歳以上の者を「高齢者」とした場合，総人口に占める高齢者人口の割合は，平成26年当初で25.2％となり（総務省統計局，2014），日本で暮らす4人に1人が高齢者となっている。高齢化が進んだ結果，高齢者関係の社会保障給付費（年金，医療，福祉等の合計額）が，わが国の経済活動の規模を表す国民所得に占める割合は，平成23年度時点で20.8％となり，10年前の1.4倍に上昇して過去最高の水準となっている（国立社会保障・人口問題研究所，2013a，2013b；内閣府，2013）。

高齢化の急速な進行に対して，国は高齢社会対策大綱（内閣府，2012）を定め，生涯にわたる健康づくりを総合的に推進すること等の基本的施策を示している。また，上記のとおり高齢者関係の社会保障給付費が増加していることから，それを抑制するためにも，高齢者等の健康の維持は喫緊の課題となっている（「食」に関する将来ビジョン検討本部，2010）。ここで，以下本報では，健康を維持・増進することを「健康づくり」という言葉を使って表し，世界保健機関の定義に従って，「人々が自らの健康をコントロールし，改善することができるようにするプロセス」（World Health Organization, 1986；健康づくりのための食環境整備に関する検討会，2004）と定義する。

上記のような現状の中，健康づくりのための適度な運動としての「農」が果たす役割への期待がある（「食」に関する将来ビジョン検討本部，2010）。また，都市で暮らす人々の中では，「農」のある暮らしを楽しみたいというニーズが増加している（農林水産省，2013a）。

都市およびその周辺の地域（以下「都市圏」という。）における農業は「都市農業」と呼ばれ，これまでも，消費地に近いという利点を活かして，新鮮な農産物の供給等の役割を果たしてきた（農林水産省，2013a）。そして，国は現在，上述した期待やニーズを受けて，都市圏における高齢者の健康づくりの場となる福祉農園の開設といった取り組みを，“「農」のある暮らしづくり交付金”（農林水産省，2013b）等の予算措置や，農林水産省と厚生労働省が連携した“「農」と福祉の連携プロジェクト”（農林水産省，2014）の実施により進めている。

国による上記の取り組みに関連して，農林水産省から委託を受けたエヌ・ティ・ティ・データ経営研究所（2013）は，都市圏を中心に，農作業をしていない60歳代の住民に対して，農作業に参加するためのインセンティブに関する質問紙調査を行っている。その結果を見ると，「農作業とウォーキングなど健康づくりの場が設

置される」ことがインセンティブになると回答した者が21.4％いた。このことから，被調査者の5人に1人が，健康づくりに役立つならば農作業に参加してもよいと考えていることが推察される。

ここで，都市圏で暮らす高齢者の世帯には，農家よりも非農家の方が多いと考えられるので，以下本報では，高齢者のうち非農家の住民（以下「高齢非農家住民」という。）に着目する。

彼らの中には，健康づくりをしたいと思っていても，農作業が健康づくりに役立つことを知らなかったり，農作業よりスポーツ等他の手段による健康づくりを好んだりして，農作業には参加しない者もいると考えられる。そのような事態の発生を回避して，健康づくりのため農作業へ参加するよう高齢非農家住民に促す取り組みを進めるためには，彼らが何をどのように考えて農作業へ参加するのかを知った上で，それに応じた取り組み内容を検討する必要があると考える。そのためには，まずは，彼らが農作業へ参加すること（以下「農作業参加行動」という。）と，それに影響を与える諸要因との関係を知ることが重要であると考える。ここで，本報で対象とする農作業参加行動とは，農地において農家が行う農作業を健康づくりのため無償で手伝うことをいい，市民農園や家庭菜園において趣味として作物を作ることや，いわゆる農業参入は含まないものとする。

一般に，構成要素とそれを結びつけて全体を形成する諸関係は「構造」と呼ばれる（石原，1999）。そこで，以下本報では，農作業参加行動とそれに影響を与える諸要因との関係を「農作業参加構造」と呼ぶことにする。

健康づくりと農作業参加構造に関わる既往研究では，主に，農作業を行うことが健康にプラスの効果を及ぼすことや，高齢非農家住民に適した農作業の実施方法等が示されている。例えば，藤田・萩原（2003）は，長野県内の福祉・医療施設を対象にした質問紙調査結果を分析し，農作業を行うことが健康に及ぼす効果としては，身体的効果よりも精神的・社会的効果をあげる施設が多かったと述べている。松森ら（2009）は，長野県内の65～74歳の住民の健康診断データを，農業体験の有無等により層別化して分析し，農作業を行うことが健康指標に良好な結果を示したと述べている。Van den Berg et al.（2010）は，オランダの市民農園の利用者，非利用者の質問紙調査結果を分析し，62歳以上では，利用者の方が主観的健康観が良好であったと述べている。荒川ら（2013）は，埼玉県内の住民の農作業体験結果を分析し，参加者の生活習慣の変化として，身体活動量や体力の増大，精神状態の安定化の傾向を確認することができたと述べている。また，豊原・内山（2005），豊原（2006），豊原・原（2007）は，福祉施設における農作業の事例分析を通して，高齢者が農作業を行う際の問題点や支援方法，障壁，留意点を示している。田中ら（2009）は，新たに農業参入を希望する高齢者を支援するため，バリアフリーの栽培技術を開発・提案している。さらに，栗田（2012）は，高齢者を中心とした農に関心を持つ非農家による，都市近郊農地の保全・管理の枠組みを提示している。

このように，既往研究には，健康づくりと農作業参加構造を分析した包括的な研究は見られない。そこで，本報では健康づくりに着目して，都市圏で暮らす高齢非農家住民の農作業参加構造を分析する。

Ⅱ 方 法

2.1 分析方法の考え方

2.1.1 参加行動を分析した既往研究の利用

Ⅰ章で述べたとおり，既往研究には，健康づくりと農作業参加構造を分析したものは見られない。そのため，本報において農作業参加構造を分析する際に，直接利用できる既往研究がないという問題がある。

一方，農作業参加構造を分析していなくても，農業に関連した活動における非農家住民の参加行動の分析といった，本報と共通点のある既往研究からは，本報での分析に有益な知見が得られるものと考える。そのような既往研究の1つとして，農業用の水路の維持管理における非農家住民の参加行動を分析した研究が複数存在する（例えば，鬼丸，2012）。

そこで，本報では，農業，非農家住民，参加行動という複数の共通点があることから，上述した，水路の維持管理における非農家住民の参加行動を分析した既往研究の知見を利用することにした。

2.1.2 因果モデルの使用

本報が目的とする農作業参加構造の分析は，いわゆる因果関係の分析である。因果関係の分析について，豊田（1992）は，現実の世界を実用的にかつ単純に理解することを目的として構成した概念を「因果モデル」と呼んだ上で，因果モデルは，主に因果関係の分析を目的として構成されることが多いと述べている。

そこで，本報では，農作業参加構造の分析方法として，因果モデルを構成して分析する方法を用いることにした。

2.1.3 要因の数および関係の単純化

前項で述べた因果モデルの構成について，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。

そこで，本報では因果モデルを構成する際に，モデルに組み込む要因を主要なものに限定するとともに，要因間の関係も途中経過を省略して記述し，要因の数および要因間の関係を単純化することにした。

2.1.4　働きかけが可能な要因の選択

因果モデルに組み込む要因について，豊田（1998）は，モデル内の要因は，モデル構成者が現実の世界のどの側面から現象を理解したいかという「動機」によって選択されると述べている。また，因果モデルとは目的的な概念そのものであるから，何のために構成するのかという「現実からの要請」がなくては，存在意義がなくなると述べている。

上記の動機や現実からの要請に関して，水路の維持管理における非農家住民の参加行動を分析した既往研究を見ると，吉川ら（2008）は，活動への参加を促進するためには，住民の努力による操作の可能性が高い要因を見つけ出すことが必要であると述べている。本田（2011）は，従来の研究で検討されてきた要因は，参加を規定する重要な要因ではあるものの，外部からの介入によって変えることは困難であることから，操作性の高い要因を明らかにすることが必要であると述べている。鬼丸（2012）は，参加行動を促進するという現実からの要請に応じるため，働きかけが可能な要因に着目して，要因間の関係を分析している。

働きかけが可能な要因に対して，いわゆる「客観的要因」と呼ばれる性別，年齢等の要因は，現実的には働きかける方法がないので，それらに働きかけて農作業参加行動を促進することはできない。そのため，そのような「働きかけが不可能な要因」を因果モデルに組み込んでも，Ⅰ章で述べた本報の上位目標である，「健康づくりのため農作業へ参加するよう促す」ことはできない。

そこで，本報では因果モデルに組み込む要因として，働きかけが可能な要因を選択し，働きかけが不可能な要因は捨象することにした。

なお，以下本報では，「働きかけが可能な要因」という言葉を，変数の操作について定義した豊田（1992）に準拠し，「要因の指標となる変数が或る値を持つ観測対象を，働きかけによって作り出すことができる要因」と定義する。また，「働きかけ」という言葉を，前出の鬼丸（2012）に準拠し，「健康づくりのための農作業参加行動を促す取り組みを担う者が，高齢非農家住民に対し，農作業参加行動を起こさせたり継続させたりすることを目的として，積極的に説明，勧誘等の活動をすること」と定義する。

2.1.5　要因間の関係の整理

前項で述べた「働きかけが可能な要因」を選択しても，それだけでは，選択した要因が因果モデルに組み込む要因として妥当であるか否かは不明である。

選択した要因の妥当性について，鬼丸ら（2011）は，水路の維持管理における非農家住民の参加行動を分析した4件の既往研究（合崎ら，2006，2007；原・熊谷，2008；山本・長澤，2010a）を比較・分析している。そして，それらの研究では，先行研究の結果を踏まえて選定した参加行動への影響要因候補のうち，参加行動との関係に統計的有意性が見られたものを影響要因であると結論付けているので，性別，年齢等の同じ要因が，影響要因であるとされている場合とそうでない場合があると述べている。また，それらの研究の結果に基づいて他の地区で要因を検討しようとする場合に，どの要因を検討対象とするべきかの判断が難しいと述べている。

このように，影響要因候補の中から参加行動との関係に統計的有意性が見られた要因を選択するという，上記の方法では，影響要因としての妥当性の判断が難しいことが分かる。

このことへの対処に関連して，服部・海保（1996）は，要因間に因果関係があると言えるためには，要因の指標となる変数に相関関係があることに加えて，理論的な観点からも関係に整合性があること等が必要であると述べている。豊田（1998）は，因果モデルを構成する際に最も大切なことは，実質科学的な理論を重視し，納得・了解の基準を利用することであると述べている。また，理論は，データによる証拠・説得・論駁ではなく，納得・了解という方法でしか認めてはもらえないと述べている。

上記の服部・海保（1996），豊田（1998）の考え方に従って要因を選択した既往研究として，前出の鬼丸ら（2011），鬼丸（2012）がある。これらの研究では，要因間の関係を整理して記述することにより関係に整合性のあることを示し，その上で事例地区において関係の強さを計測するという研究方法を採用している。そのため，上記の既往研究の結果を見た場合，関係に統計的有意性が見られなかった要因であっても，それは一般的に要因間に関係がなかったと解釈するのではなく，事例地区では関係が極めて弱かったと解釈するべきであることが分かる。したがって，それらの研究の知見に基づいて他の地区で要因を検討しようとする場合に，事例地区では関係に統計的有意性が見られなかった要因も，他の地区では見られる可能性があるので，検討対象とするべきことが分かる。

そこで，本報では上記の既往研究に準拠し，はじめに要因間の関係を整理して記述することにより，関係に整

合性のあることを示し，その上で関係の強さを計測することにした。

2.1.6 パス解析の使用

本報で取り扱う農作業参加構造のような，複数段階の因果関係から構成される因果モデルを分析する場合，回帰分析といった，結果を表す変数（被説明変数）を1つずつ取り扱う手法を用いると，分析結果も1段階ずつ得られることになる。その場合，各段階の分析結果が適切に得られたものであっても，複数段階の因果関係全体の分析結果が適切かどうかは未確認であるという問題がある。

これを解決する手法として，複数段階の因果関係全体を表現・分析することができる「構造方程式モデリング」と呼ばれる統計手法が知られている。また，構造方程式モデリングには，1つの要因を複数の観測変数を使って測定する手法と，その下位モデルであって，1つの要因を1つの観測変数で表現・測定する「パス解析」と呼ばれる手法がある（豊田，1998）。

本報で取り扱う要因は，高齢非農家住民という個人の状態に関わる要因なので，その意味するところには幅があると考えた方が自然である。そのような要因は，複数の観測変数を使って測定する前者の手法を用いると，より高い信頼性と妥当性を持って測定できる可能性がある（脇田，2007）。一方，後ほど2.3節で述べるとおり，本報では観測変数のデータを質問紙調査によって入手するので，1つの要因を複数の観測変数を使って測定することによって変数の総数が多くなると，質問の総数も多くなり，自ずと質問紙は長くなる。ところが，長すぎる質問紙は，拒否率の上昇，信頼性の低下を招く場合がある（直井，2007）。特に，本報で被調査者とする高齢者は，視力や記憶力の低下に伴う認知の遅れが予想される（豊原・原，2007）ので，上記の点が問題になると考えられた。

そこで，本報では，そのような問題の発生を避けるため，因果モデルの分析にパス解析を使用することにした。

なお，パス解析を含む構造方程式モデリングでは，誤差変数が導入されているので，2.1.4項で捨象した要因の影響を誤差の一種と捉えれば，それらが誤差変数として考慮されていると見なすことができる。

2.1.7 因果モデルの適合度の評価

2.1.5項で述べたように要因間の関係を整理し，整合性があることを示しても，それだけでは，因果モデル全体が妥当であるか否かは不明である。このことに関して豊田（1998）は，モデルを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か否かを確認する必要があると述べている。

このことへの対処について狩野（2002）は，パス解析を含む構造方程式モデリングでは，モデルの適合度の吟味が可能であると述べている。

そこで，本報では「適合度指標」と呼ばれる（豊田，1998）指標を使って，構成した因果モデル全体が現実のデータに適合しているかを評価することにした。

適合度指標は複数提案されているので，本報では，代表的とされるGFI（Goodness of Fit Index），AGFI（Adjusted Goodness of Fit Index），CFI（Comparative Fit Index），RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation）（大石・都竹，2009）を用いることにした。また，適合度指標の計算も含めて，本報における因果モデルの分析には，構造方程式モデリングを実行することができる代表的なソフトウェア（大石・都竹，2009）の1つであるAmos（エイモス）のVer.22を用いた。

2.1.8 働きかける要因の選択

本報で因果モデルの分析に使用するパス解析では，「パス係数」と呼ばれる，モデル内の要因間の影響の大きさを表す係数の値を推定することができる（豊田，1998）。これを指標にすると，Ⅰ章で述べた本報の上位目標である「健康づくりのため農作業へ参加するよう促す」ために働きかける要因を選択することができる。具体的には，モデル内の1つの「結果となる要因」に対して複数の「原因となる要因」がある場合，パス係数の値がより大きな原因は，結果に対して，より大きな影響を与えるので，そのような原因を働きかける要因として選択していくと，最終的に目標とする農作業参加行動の促進に効果的であると考えられる。

そこで，本報では，農作業参加構造の分析結果をもとに，パス係数を指標にして，農作業参加行動を促進するために働きかける要因を選択することにした。

なお，パス係数が小さい要因間の関係に関して，室橋（2003）は，因果モデル全体の適合度がよいならば，パス係数が小さな関係も削除しない方が望ましいと述べている。また，今回分析した調査対象ではパス係数が小さくても，他の調査対象では大きくなる可能性がある。そこで，本報ではそのような要因間の関係を削除しないことにした。

2.2 因果モデルの構成

水路の維持管理における非農家住民の参加行動を分析した鬼丸（2012）は，因果モデルに組み込む要因について，2.1.4項と同様に，働きかけが可能な要因を選択するとともに，2.1.5項と同様に，要因間の関係を整理・記述することにより，関係に整合性のあることを示している。

そこで，本報では，要因選択の考え方が一致していることから，上記の鬼丸（2012）の知見を利用し，次のと

おり因果モデルに組み込む要因を選択するとともに，要因間の関係を整理して，因果モデルを構成した。

2.2.1　農作業参加行動への影響要因

鬼丸（2012）は，水路の維持管理への参加行動を労力負担行動と表現し，それへの影響要因は「労力負担意欲」と「労力負担能力」の2つであるとして要因間の関係を分析している。その際，影響要因であると考えられる別の2つの要因（労力負担の振り分け方法，労力負担の履行方法）については，既往研究（合崎ら，2006；山本・長澤，2010b）に基づいて非農家住民が少なくとも妥協できる状態になっていると仮定し，捨象している。

また，Ⅰ章で示した高齢社会対策大綱（内閣府，2012）では，高齢者対策を進めるための基本的考え方の1つとして「高齢者の意欲と能力の活用」を挙げ，65歳以上の者であっても，意欲と能力のある者には，支えられる側から支える側に回ってもらうとしている。

以上のことから，本報では意欲と能力に着目し，農作業参加行動には，「農作業参加意欲」と「農作業参加能力」の2つの要因が影響を与えると考える。なぜなら，①高齢非農家住民に農作業へ参加しようと思う気持ち（意欲）がなければ，彼らは参加しようとしない，②意欲があっても，農作業へ参加し得る力（能力）がなければ，彼らは参加することはできないからである。

ここで，以下本報では，農作業参加意欲は「農作業へ参加しようと思う気持ち」，農作業参加能力は「農作業へ参加し得る力」とそれぞれ定義する。

2.2.2　農作業参加意欲への影響要因

前項で述べたように，高齢非農家住民は，意欲がなければ持続的には農作業に参加しないと考えられる。そのため，農作業参加行動を促進する働きかけを行う場合，意欲が極めて重要な要因であることが分かる。このことから本報では，農作業参加意欲に着目し，意欲に対する影響要因を検討・整理した。

前出の鬼丸（2012）は，非農家住民の労力負担意欲に影響を与えると考えられる7つの要因（農業用水に対する受益意識，農業用水に対する関心，労力負担の必要性意識，農業用水の利用に関する不安，他者に対する信頼感，所属組織に対する義務感，農業用水に対する所有者意識）を示している。これらの要因のうち「所属組織に対する義務感」について，高齢非農家住民にとって農作業への参加は義務ではないので，義務感は農作業参加意欲に影響を与える主要な要因ではないと考える。また，「農業用水に対する所有者意識」についても，農作業を行う農地や農業用資機材は高齢非農家住民の所有物ではないので，所有者意識も意欲に影響を与える主要な要因ではないと考える。

そこで，本報では，農作業参加意欲への影響要因は，義務感と所有者意識を除く，次の5つであると考える。

(1) 農作業に対する健康面での受益意識

農作業から精神的・肉体的健康面での利益を受けられるという意識を「農作業に対する健康面での受益意識」と定義すると，それは農作業参加意欲に影響を与えると考える。なぜなら，農作業への参加は，将来の継続的な利益（この場合は健康）を期待して行うものだからである。

(2) 農作業に対する関心

農作業にひきつけられたり，おもしろいと感じたりすることを「農作業に対する関心」と定義すると，それは農作業参加意欲に影響を与えると考える。なぜなら，人は単純に好奇心や興味・関心によって行動を引き起こすことがよくある（田中，2006）からである。

(3) 農作業の必要性意識

都市農業の担い手としての援農ボランティアの役割を分析した北川・服部（2014）は，ボランティア参加者が農業との関わり方において，市民農園等ではなく営農ボランティアを選んだ理由を調査した結果，農業に関わる人や問題の役に立ちたいという意見や，社会貢献ができると思ったという意見が多かったと述べている。

そこで，日本の農業や食料の現状を考えると自分も可能な範囲で農作業をする必要があると思っていることを「農作業の必要性意識」と定義すると，それは農作業参加意欲に影響を与えると考える。なぜなら，そのような意識がなければ，農業や食料の現状を憂えていても，他者が農作業をすることを期待するだけだからである。

(4) 農作業に対する不安

Ⅰ章で述べたように，健康づくりをしたいと思っていても，スポーツ等他の手段による健康づくりを好み，農作業には参加しない者もいると考えられる。

そこで，農作業に自信のない者が持つ，農作業に参加する事態を予想した時の漠然とした不快な気分を「農作業に対する不安」と定義すると，それは農作業参加意欲に影響を与えると考える。なぜなら，不安が大きいとそのような事態から逃れたいという気持ちになるので，農作業に参加しようとは思わないと考えられるからである。

(5) 他者に対する信頼感

他者から「あなたが農作業をすることに賛成する」と言われ，その言葉を信じることを「他者に対する信頼感」と定義すると，それは農作業参加意欲に影響を与えると考える。なぜなら，他者の行為とその性質は，人の心理過程に影響を与える（大渕，2000）ので，農作業に対する肯定的な意見を信じることは，農作業に参加しようと思う気持ちに肯定的な影響を与えると考えられるからである。

2.3　データの入手

パス解析を使用して因果モデルを分析するためには，前節で示した各要因の指標となる観測変数を設定し，そ

のデータを入手する必要がある。

本報では，高齢非農家住民という個人の状態や心理過程を取り扱うので，観測変数のデータは質問紙調査によって入手することにした。**Table 1**に，各要因に対応して設定した観測変数，変数のデータを入手するための質問項目等を示す。観測変数の添え字は，質問紙調査における質問番号に対応している。

観測変数の値については，回答選択肢を5件法としたので，肯定的な回答から順に5，4，3，2，1を割り当てることにした。また，**Table 1**の回答選択肢の欄に「逆転項目」（他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を割り当てることにした。

なお，パス解析を含む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）。

次に，観測変数のデータを入手するための質問紙調査は，インターネット調査により行うことにした。インターネット調査とは，調査機関の登録者を対象にインターネットの画面上で質問紙に個別記入する調査である。この調査は，個人の情報保護意識が高まり，被調査者選定に利用してきた各種名簿・台帳の閲覧が厳しくなった現状（安河内，2007）において，人口普及率が82.8％となったインターネット（総務省，2014）を用いることにより，分析に必要となる多変量データを比較的低予算・短時間で入手できるものである。なお，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）ことに留意が必要である。

そして，2013年12月に，楽天リサーチ株式会社を調査機関として，①三大都市圏在住，②65歳以上，③農家ではなく農地も所有していない，④自宅周辺に農地がある，という条件すべてを満たす被調査者800人からデータを入手した。上記①～④の条件を設けた理由は，本報では，都市圏で暮らす高齢非農家住民の農作業参加構造を調べるためである。また，現実の居住地別・性別人口分布を反映させるため，**Table 2**に示すとおり，三大都市圏内の都府県別・性別人口の割合によって被調査者800人を割り付けた上で，調査を行った。

Ⅲ　結果と考察

3.1　農作業参加構造の因果モデル

Fig.1に，パス解析を使用して構成した農作業参加構造の因果モデルを示す。

Fig.1において，長方形は要因を表し，要因内のvは観測変数を表す。片方向の矢印は「パス」と呼ばれ，矢印の始点の要因（原因）が終点の要因（結果）に影響を与

Table 1　各要因に対応して設定した観測変数等
Observable variables etc. which corresponded with factors

要因	観測変数	質問項目		計測結果	
		質問文（要約）	回答選択肢	平均値	標準偏差
農作業参加行動	v_{15}	「あなたの自宅の周辺で，農作業[注1)]を手伝ってみませんか」と誘われた場合，作業の内容や方法に不都合がないときであれば，あなたができる範囲で農作業を手伝う可能性は何割程度ありますか。	5件法[注2)]	2.92	1.17
農作業参加能力	v_{14}	あなたの自宅の周辺で農作業を手伝うことになった場合，他の用事で忙しいとか，体力があまりないとか，難しい作業はできないといった観点から「自分」と「農家ではない，同世代の他の人」とを比べた場合，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3)]	2.83	1.15
農作業参加意欲	v_{10}	時間と体力に余裕があるときであれば，あなたの自宅の周辺にある農地で，農作業を手伝ってもよいと思いますか。	5件法[注3)]	3.31	1.21
農作業に対する健康面での受益意識	v_7	あなたの自宅の周辺で農作業を手伝うことになった場合，「農作業を手伝うと，自分の健康にとって，精神的・肉体的に何かよいことがあるのではないか」と思いますか。	5件法[注3)]	3.58	1.07
農作業に対する関心	v_2	新聞，雑誌，テレビ，インターネット等のマスメディアで「農作業」に関係する話題を見かけたら，それを積極的に読んだり，見たりしようとしますか。	5件法[注4)]	3.11	1.15
農作業の必要性意識	v_3	「日本の農業や食料の現状と比べ合わせて考えると，自分も，できる範囲で農作業に関わるべきである」と思いますか。	5件法[注3)]	3.06	1.11
農作業に対する不安	v_4	あなたの自宅の周辺で農作業を手伝うことになった場合，【逆転項目】農作業をすることに自信がありますか。	5件法[注5)]	3.40	1.18
他者に対する信頼感	v_{11}	農作業参加意欲に関する質問において，事前に，あなたが信頼する者から「私は，あなたが農作業を手伝うことに賛成する」と言われていたら，あなたの回答は，農作業を手伝っ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3)]	2.91	1.16

注1）質問紙には，「農地において野菜，果物，米等の植物を栽培する仕事は『農作業』と呼ばれています」，「水田や畑等の，農業を行うために使用する土地は『農地』と呼ばれています（家庭菜園や市民農園は含まない）」と記載した。
注2）9～10割，6～8割，2～5割，1割，ほぼなし
注3）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4）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5）大いにある，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，ほとんどない

Table 2　被調査者の居住地別・性別の人数
Number of respondents by domicile and sex

区分	居住地	性別	被調査者		居住地の65歳以上人口[注2)]	
			人数[注1)]	割合（%）	人数	割合（%）
首都圏	東京都	男	60	7.5	1,131,503	7.6
		女	80	10.0	1,510,728	10.1
	茨城県	男	15	1.9	293,947	2.0
		女	20	2.5	371,118	2.5
	埼玉県	男	35	4.4	668,635	4.5
		女	40	5.0	796,225	5.3
	千葉県	男	30	3.8	597,060	4.0
		女	40	5.0	723,060	4.8
	神奈川県	男	45	5.6	812,966	5.4
		女	55	6.9	1,006,537	6.7
近畿圏	大阪府	男	45	5.6	852,107	5.7
		女	60	7.5	1,110,641	7.4
	京都府	男	15	1.9	257,238	1.7
		女	20	2.5	348,471	2.3
	兵庫県	男	30	3.8	548,005	3.7
		女	40	5.0	733,481	4.9
	奈良県	男	10	1.3	144,741	1.0
		女	10	1.3	189,005	1.3
中部圏	愛知県	男	35	4.4	664,750	4.5
		女	45	5.6	827,335	5.5
	静岡県	男	20	2.5	386,376	2.6
		女	25	3.1	505,431	3.4
	三重県	男	10	1.3	192,186	1.3
		女	15	1.9	254,917	1.7
計[注3)]		男	350	43.8	6,549,514	43.9
		女	450	56.2	8,376,949	56.1
		計	800	100.0	14,926,463	100.0

注 1）居住地・性別ごとの被調査者の人数は，被調査者計と65歳以上人口割合の積を，5人単位（2.5人以上7.5人未満を5人，7.5人以上12.5人未満を10人）に丸めたものとした。
注 2）出典：平成22年国勢調査　人口等基本集計（総務省統計局，2011）
注 3）四捨五入の関係で，計が一致しない場合がある。

える関係を表す。両方向の矢印は，矢印の両端の要因間に相関関係があることを表す。*e*は「誤差変数」と呼ばれ，原因となる変数だけでは結果となる変数を説明しきれない部分を表す。

片方向の矢印の脇に示した数字は，2.1.8項で述べた，パス係数を表す。**Fig.1**のパス係数は標準化推定値であって，通常－1～＋1の値をとり，絶対値が大きいほど大きな影響を与えると解釈する。標準化推定値とは，変数間の単位の差をなくして数値を比較できるように，すべての変数の分散が1になるように調整した値である。

両方向の矢印の脇に示した数字は，相関係数を表す。相関係数も－1～＋1の値をとり，変数間に関係がなければ0となる。パス解析では，一度も他の変数の結果とならない変数（以下「外生変数」という。）の間に両方向の矢印を引かないことは，両者の相関係数を0に固定することを意味する。しかし，高齢非農家住民という個人の状態や心理過程を取り扱った本報では，程度の差こそあれ，要因間に関係があると考えた方が自然である。そこで，各要因の観測変数のうち外生変数の間に，両方向の矢印を引いた。

次に，モデルの適合度指標を計算した結果を**Table 3**に示す。**Table 3**の「計算結果」欄の値を見ると，GFI，AGFI，CFIは，それぞれ適合が良いとされる0.9以上（大石・都竹，2009；小松，2007）の0.989，0.936，0.990である。また，RMSEAは，妥当とされる0.08以下（大石・都竹，2009）の0.077である。このことから，**Fig.1**の因果モデルは，現実のデータに適合していると評価した。

3.2　要因間の影響の大きさ

Fig.1において，農作業参加行動（v_{15}）への2つのパスを見ると，農作業参加意欲（v_{10}）からのパス係数が0.54，農作業参加能力（v_{14}）からが0.24となっている。これは，農作業参加行動に与える影響の大きさが，意欲は能力の約2.3倍（0.54/0.24）あることを意味している。

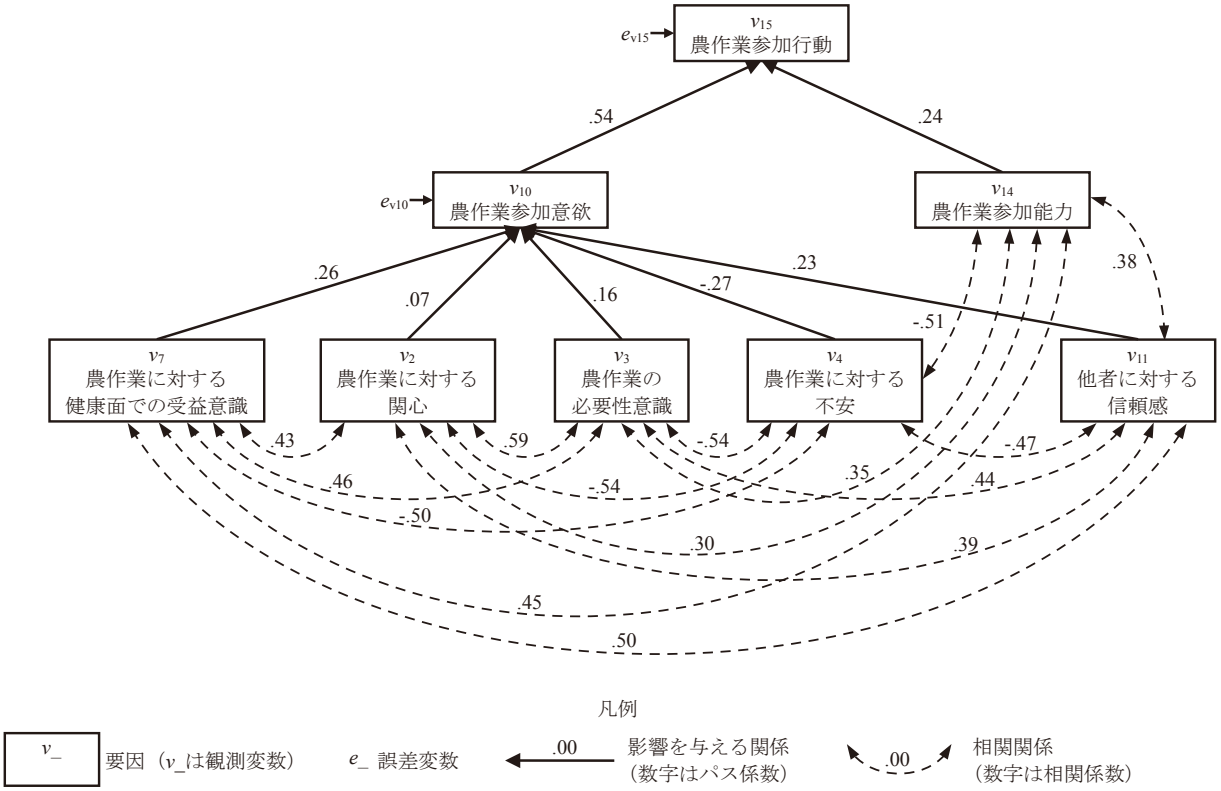
このことから，今回の質問項目と被調査者から得られたデータ（以下「今回の被調査者」という。）について言えば，農作業参加行動を促進するためには，農作業参加能力を高める働きかけよりも，農作業参加意欲を高める働きかけの方が効果的であることが示唆される。

次に，**Fig.1**において，農作業参加意欲（v_{10}）への5つのパスを見ると，パス係数の絶対値が大きい順に，農作業に対する不安（v_4）からが－0.27，農作業に対する健康面での受益意識（v_7）からが0.26，他者に対する信頼感（v_{11}）からが0.23，農作業の必要性意識（v_3）からが0.16，農作業に対する関心（v_2）からが0.07となっている。このことから，絶対値が相対的に大きい，不安，受益意識，信頼感が，他の2つの要因に比べて意欲に大きな影響を与える要因であることが分かる。

このことについて，はじめに，農作業に対する不安（v_4）が意欲（v_{10}）に大きな影響を与えるという点については，パス係数の符号が負であることから，不安が大きいと，不安の対象から逃れたいという気持ちになるので，農作業に参加しようと思う気持ちにならないと解釈できる。

次に，農作業に対する健康面での受益意識（v_7）が意欲（v_{10}）に大きな影響を与えるという点については，パス係数の符号が正であることから，健康面での受益意識が高いと，健康に役立つことを期待するので，農作業に参加しようと思う気持ちになると解釈できる。

また，他者に対する信頼感（v_{11}）が意欲（v_{10}）に大きな影響を与えるという点については，パス係数の符号が正であることから，信頼感が大きいと，農作業に対する肯定的な意見を信じるので，農作業に参加しようと思う気持ちになると解釈できる。



注）パス係数，相関係数の推定には，最も頻繁に利用されると言われる最尤法（豊田，1998）を用いた。

Fig.1　農作業参加構造の因果モデル（標準化推定値）
Causality model of the structure of participation in farming activities (standardized solution)

Table 3　モデルの適合度指標の計算結果
Result of calculations of the fitness indexes of the model

指標名	値の範囲	適合が良いとされる目安	計算結果
GFI	通常0～1	0.9以上	0.989
AGFI	通常0～1	0.9以上	0.936
CFI	通常0～1	0.9以上	0.990
RMSEA	0以上	0.05以下。0.08以下で妥当，0.1以上で不適	0.077

3.3　農作業参加行動を促進するために働きかける要因

3.3.1　農作業に対する健康面での受益意識

Fig.1において，健康づくりに直接関わる要因である「農作業に対する健康面での受益意識（v_7）」に着目した場合，前節で示したパス係数を指標にすると，健康面での受益意識（v_7）が高まると農作業参加意欲（v_{10}）が高まり，意欲が高まると農作業参加行動（v_{15}）が促進されると言える。このことから，農作業参加行動を促進するためには，健康面での受益意識を高める働きかけが有効である可能性がある。

ところで，そのような働きかけをする際には，事前に「健康面での受益意識」と「健康面での受益意識と相関関係のある要因」の相関係数を確認することが重要となる。なぜなら，前者と後者には相関関係があるので，①本報で因果モデルに組み込んでいない要因（以下「未知の要因」という。）が，両者に共通して影響を与えている，②前者が未知の要因を通して後者に影響を与えている，③後者が未知の要因を通して前者に影響を与えている，という関係のいずれか1つ以上のあることが考えられる。このうち②の関係，すなわち，仮に「健康面での受益意識」が未知の要因を通して「健康面での受益意識と相関関係のある要因」に影響を与えている場合，両者の間に目的とする農作業参加行動の促進を阻害するような関係が見られないことを確認した上で働きかけを始めなければ，働きかけが無駄になる可能性があるからである。

Fig.1において，「健康面での受益意識（v_7）」と「健康面での受益意識と相関関係のある5つの要因」の相関係数の符号を見ると，農作業に対する関心（v_2），農作業の必要性意識（v_3），農作業参加能力（v_{14}），他者に対する信頼感（v_{11}）の4つは正であり，農作業に対する不安（v_4）は負である。

このことについて，はじめに相関係数の符号が正である4つの要因について見ると，関心，必要性意識，信頼感は農作業参加意欲（v_{10}）に影響を与え，いずれもパス係数の符号は正である。また，能力は農作業参加行動（v_{15}）に影響を与え，パス係数の符号は正である。さら

に，4つの要因のうち関心（v_2）に着目し，「関心」と「受益意識以外で関心と相関関係のある要因（必要性意識（v_3），不安（v_4），能力（v_{14}），信頼感（v_{11}））」の相関係数の符号を見ると，不安だけが負であり，不安以外の要因はすべて正である。このことは，上記の「4つの要因」のうち関心を除く他の3つの要因（必要性意識，能力，信頼感）についても同様である。

次に，健康面での受益意識との相関係数の符号が負である不安（v_4）について見ると，不安は農作業参加意欲（v_{10}）に影響を与え，パス係数の符号は負である。また，「不安」と「受益意識以外で不安と相関関係のある要因（関心（v_2），必要性意識（v_3），能力（v_{14}），信頼感（v_{11}））」の相関係数の符号を見ると，すべて負である。

以上のことから，仮に「健康面での受益意識」が未知の要因を通して「健康面での受益意識と相関関係のある要因」に影響を与えている場合，働きかけにより健康面での受益意識（v_7）が高まると，

① 健康面での受益意識と正の相関関係がある関心（v_2），必要性意識（v_3），信頼感（v_{11}）も高まるので農作業参加意欲（v_{10}）が高まり，意欲が高まるので農作業参加行動（v_{15}）が促進される，

② 健康面での受益意識と正の相関関係のある能力（v_{14}）も高まるので農作業参加行動（v_{15}）が促進される，

③ 健康面での受益意識と負の相関関係がある不安（v_4）が減るので農作業参加意欲（v_{10}）が高まり，意欲が高まるので農作業参加行動（v_{15}）が促進される，

ことが分かる。このように，働きかけにより健康面での受益意識が高まっても，そのことが原因となって，他の要因が農作業参加行動の促進を阻害するような関係は見られなかった。

以上のことから，農作業参加行動を促進するために働きかける要因として，「農作業に対する健康面での受益意識」を選択することができる。

3.3.2 農作業に対する不安

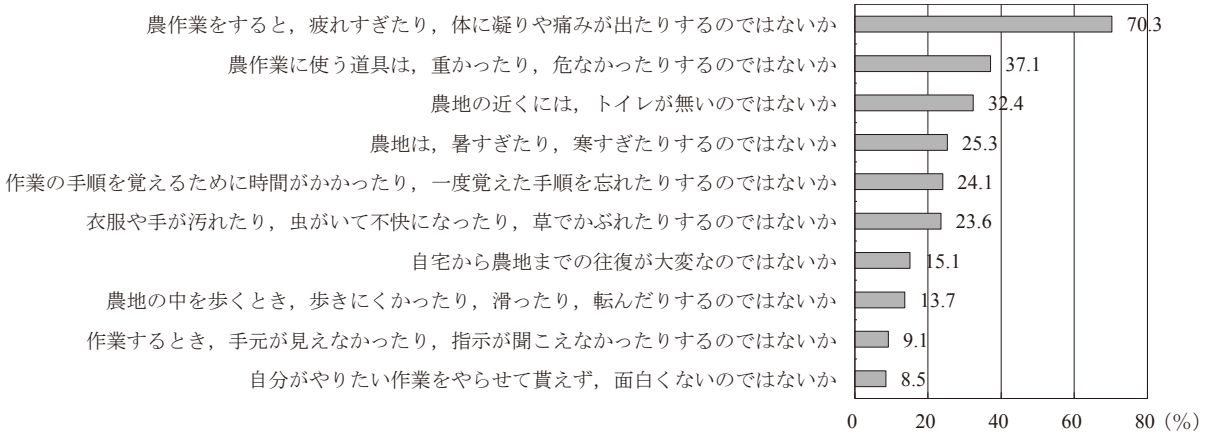
Fig.1において，健康づくりに直接関わる要因ではないものの，農作業に対する不安（v_4）は，前節で述べたとおり，農作業参加意欲（v_{10}）へのパス係数の絶対値（0.27）が，農作業に対する健康面での受益意識（v_7）の絶対値（0.26）と同じくらい大きかった。また，前項で述べたとおり「不安」と「不安と相関関係のある要因」の相関係数の符号はすべて負であり，仮に「不安」が未知の要因を通して「不安と相関関係のある要因」に影響を与えている場合，働きかけにより不安が減っても，そのことが原因となって，他の要因が農作業参加行動の促進を阻害するような関係は見られなかった。そして，健康づくりに直接関わる要因である「農作業に対する健康面での受益意識（v_7）」と不安（v_4）の相関係数の符号は負なので，不安を減らす働きかけは，「健康づくりのため農作業へ参加するよう促す」というⅠ章で述べた本報の上位目標と矛盾しない。

このことから，農作業参加行動を促進するために働きかける要因として，「農作業に対する不安」も選択することができる。

ここで，本報で行った質問紙調査における，不安の具体的な内容について質問した結果（**Fig.2**）を見ると，回答した高齢非農家住民（636人）の70.3％の者が，「農作業をすると，疲れすぎたり，体に凝りや痛みがでたりするのではないか」という不安を抱いていた。

健康づくりのための農作業は，適度な運動として行うものであって，生産性を優先して行う職業としての農作業とは，自ずと内容や方法が異なる。そこで，今回の被調査者について言えば，彼らの不安を減らすためには，

① 彼らが「適度な運動である」と納得できる範囲で，どのような種類や量の農作業を行うのかという「農作



注）上図は，被調査者800人のうち，「該当するものはない」と答えた164人を除く636人の結果である（複数選択回答）。

Fig.2　農作業に対する不安の具体的な内容
Contents of the anxiety for farming activities

業の振り分け方法」と，それを実際にどのような方法で行うのかという「農作業の履行方法」を検討する，

② 検討した農作業の振り分け方法と履行方法が「適度な運動である」ことを，彼らに正しく理解して貰うための働きかけを行う，

ことが有効であると考える。

3.3.3 他者に対する信頼感

Fig.1において，健康づくりに直接関わる要因ではないものの，他者に対する信頼感（v_{11}）は，前節で述べたとおり，農作業参加意欲（v_{10}）へのパス係数の絶対値（0.23）が，農作業に対する不安（v_4）（0.27），農作業に対する健康面での受益意識（v_7）（0.26）の次に大きかった。

また，「信頼感（v_{11}）」と「信頼感と相関関係のある要因」の相関係数の符号を見ると，3.3.1項で述べた受益意識（v_7）と同様に，不安（v_4）だけが負であり，不安以外の要因はすべて正である。このように，仮に「信頼感」が未知の要因を通して「信頼感と相関関係のある要因」に影響を与えている場合，働きかけにより信頼感が高まっても，そのことが原因となって，他の要因が農作業参加行動の促進を阻害するような関係は見られなかった。そして，健康づくりに直接関わる要因である「農作業に対する健康面での受益意識（v_7）」と信頼感（v_{11}）の相関係数の符号は正なので，信頼感を増やす働きかけは，「健康づくりのため農作業へ参加するよう促す」というⅠ章で述べた本報の上位目標と矛盾しない。

以上のことから，農作業参加行動を促進するために働きかける要因として，「他者に対する信頼感」も選択することができる。具体的には，今回の被調査者について言えば，高齢者個々人への直接的な働きかけだけではなく，高齢者が信頼する者に対して，農作業を通じた健康づくりが高齢者にとって有益であることを理解して貰うような働きかけも重要になると考えられる。

Ⅳ 結　言

本報では，健康づくりに着目して，都市圏で暮らす高齢非農家住民の農作業参加構造を，三大都市圏に住む高齢非農家800人から得た質問紙調査データとパス解析を使って分析した。

その結果，農作業参加行動には農作業参加意欲と農作業参加能力が，意欲には農作業に対する健康面での受益意識や農作業に対する不安等の要因が，それぞれ影響を与える構造の因果モデルを示した。また，適合度指標を使ってモデルを評価した結果，GFI，AGFI，CFIは，いずれも適合が良いとされる0.9以上であり，RMSEAは，適合が妥当とされる0.08以下であって，モデルが現実のデータに適合していることが確認された。さらに，モデル内のパス係数を指標とすることにより，農作業参加行動を促進するために働きかける要因を選択できることがわかった。

一方，本報では分析に際して，働きかけに要する時間や費用，働きかけの難易等，多くの条件を捨象し問題を単純化している。また，分析に使用したデータはインターネット調査により入手したものなので，結果の適用範囲は本報の被調査者に限定される。そのため，今後は，実際に高齢非農家住民の農作業参加行動を促進しようとする地区において，本報で示した農作業参加構造をもとに，働きかける要因を検討・選択した上で，実際に働きかける方法やその実行可能性を検討・検証していくことが求められる。

このように，残された課題はあるものの，本報は都市圏で暮らす高齢非農家住民の農作業参加構造を，健康づくりに着目して包括的に分析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る。

謝辞：本報は，「農林水産業・食品産業科学技術研究推進事業」を活用して行ったものである。

引用文献

合崎英男，小池　修，泉澤弘子（2007）：生物保全型水路導入に対する非農家の協力意向分析－農業用水路の維持管理に参加義務のある非農家を対象として－，農業農村工学会論文集，**252**，103-110.

合崎英男，土屋慶年，近藤　巧，長南史男（2006）：非農家世帯員の協力による農業用水路の維持管理の条件－宮城県亘理町を事例として－，農業経営研究，**44**(2)，1-11.

荒川正夫，上野　博，弦間正彦，塙　智史，中野健太郎，永井祐二（2013）：農(業)・商(業)・高(齢者）連携による地域再生シナリオに関わる実践的政策研究，農林水産政策研究所レビュー，**51**，8-9.

エヌ・ティ・ティ・データ経営研究所（2013）：農作業と健康についてのエビデンス把握手法等調査報告書，p.45，67.

藤田政良，萩原　新（2003）：長野県下の福祉施設および医療施設における農・園芸活動の実態と療法的活用に関する調査研究，信州大学農学部AFC報告，**1**，35-50.

原　温久，熊谷　宏（2008）：農業用水路の維持管理に対する非農家の参加意識－富山県中部地域を事例として－，農村計画学会誌，**26**(4)，407-415.

服部　環，海保博之（1996）：Q&A心理データ解析，福村出版，52-53.

本田恭子（2011）：農業用排水路の維持管理に対する非農家の参加条件－農業用水および用排水路の管理形態に着目して－，農村計画学会誌，**30**(1)，74-82.

石原敏道（1999）：構造の学習，“中島義明・安藤清志・子安増生・坂野雄二・繁桝算男・立花政夫・箱田裕司編，心理学辞典”，有斐閣，p.252.

狩野　裕（2002）：構造方程式モデリングは，因子分析，分散分析，パス解析のすべてにとって代わるのか？，行動計量

学，**29**(2)，138-159.
健康づくりのための食環境整備に関する検討会（2004）：健康づくりのための食環境整備に関する検討会報告書，p.9.
北川瑞季，服部俊宏（2014）：都市農業の担い手としての援農ボランティアの役割，農業農村工学会誌，**82**(2)，11-14.
国立社会保障・人口問題研究所（2013a）：社会保障費用統計（平成23年度） 第18表 高齢者関係給付費の推移，http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/fsss-h23/fsss_h23.asp（閲覧日：2014年2月21日）.
国立社会保障・人口問題研究所（2013b）：平成23年度社会保障費用統計，p.40.
小松 誠（2007）：テキスト出力：適合度，“豊田秀樹編著，共分散構造分析［Amos編］－構造方程式モデリング－”，東京図書，p.18.
栗田英治（2012）：非農家による都市近郊農地の保全・管理に関する研究，農村工学研究所報告，**51**，307-354.
松森堅治，西垣良夫，前島文夫，臼田 誠，永美大志，矢島伸樹（2009）：農作業が有する高齢者の疾病予防に関する検討，農村工学研究所技報，**209**，105-115.
室橋弘人（2003）：有意でないパス係数の考え方，“豊田秀樹編著，共分散構造分析［疑問編］－構造方程式モデリング－”，朝倉書店，p.151.
内閣府（2012）：高齢社会対策大綱，1-4，p.13.
内閣府（2013）：平成25年版高齢社会白書，p.2，10.
直井道子（2007）：調査票をどうつくるか，“森岡清志編著，ガイドブック社会調査 第2版”，日本評論社，p.138.
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（2013a）：平成24年度食料・農業・農村白書，p.323, 327.
農林水産省（2013b）：平成26年度農村振興関係予算概算決定の概要，p.24.
農林水産省（2014）：平成26年度農林水産予算概算決定の概要 活力ある農山漁村の構築，http://www.maff.go.jp/j/budget/2014/pdf/51_26_kettei_renkei.pdf（閲覧日：2014年2月21日）.
大渕憲一（2000）：現代社会心理学の課題と枠組み，“小林 裕・飛田 操編，【教科書】社会心理学”，北大路書房，279-280.
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，p.12，196-197.
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，吉村亜希子，島 武男，石田憲治（2011）：用排水路の維持管理における活動組織構成員の労力負担意欲への影響要因－山形県三郷堰地区を事例として－，農業農村工学会論文集，**276**，45-53.
総務省（2014）：平成25年通信利用動向調査の結果，http://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/statistics/data/ 140627_1.pdf（閲覧日：2014年10月10日）.
総務省統計局（2011）：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：2014年3月5日）.
総務省統計局（2014）：人口推計－平成26年1月報－，p.1.
「食」に関する将来ビジョン検討本部（2010）：「食」に関する将来ビジョン，p.2，8-9.
田中一久，中西幸峰，糀谷 斉，新木隆史，松岡敏生，澤田幸一，安田府佐雄（2009）：バリアフリーイチゴ高設栽培技術の開発，三重県農業研究所報告，**32**，1-7.
田中希穂（2006）：社会的動機づけ，“岡市廣成・鈴木直人編，心理学概論”，ナカニシヤ出版，p.161.
豊田秀樹（1992）：SASによる共分散構造分析，東京大学出版会，49-55，119-120.
豊田秀樹（1998）：共分散構造分析〈入門編〉－構造方程式モデリング－，朝倉書店，p.129，147-202，278-279.
豊原憲子（2006）：福祉施設等での園芸活動実践における障壁についての考察，大阪府立食とみどりの総合技術センター研究報告，**42**，11-15.
豊原憲子，原 忠彦（2007）：農産園芸福祉の普及に向けて－高齢者を対象とした農産園芸福祉実践における留意点－，農業および園芸，**82**(4)，437-444.
豊原憲子，内山知二（2005）：高齢者の福祉的活動としての農作業における問題点の把握と支援方法の提案，近畿中国四国農業研究，**6**，88-94.
Van den Berg, A. E., van Winsum-Westra, M., de Vries, S. and van Dillen S. ME. (2010): Allotment gardening and health: a comparative survey among allotment gardeners and their neighbors without an allotment, *Environmental Health*, **9**(74), 1-12.
脇田貴文（2007）：尺度項目を作る，“小塩真司・西口利文編，心理学基礎演習 Vol.2 質問紙調査の手順”，ナカニシヤ出版，47-53.
World Health Organization（1986）：The Ottawa Charter for Health Promotion，http://www.who.int/healthpromotion/conferences/previous/ottawa/en/（閲覧日：2014年3月6日）.
山本忠男，長澤徹明（2010a）：地域住民の農業水利施設維持管理への参加要因，農村計画学会誌，**28**巻論文特集号，387-392.
山本忠男，長澤徹明（2010b）：農業水利施設の維持管理作業における住民参加の可能性－コンジョイント分析による作業プランの検討－，農村計画学会誌，**29**巻論文特集号，275-280.
安河内恵子（2007）：サンプリングの考え方と方法，“森岡清志編著，ガイドブック社会調査 第2版”，日本評論社，124-127.
吉川郷主，市田行信，勝村（松本）文子，西前 出，小林愼太郎（2008）：地域資源・地域環境管理活動への参加とその関連要因－住民による自治会への評価に着目して，環境情報科学論文集，**22**，19-24.

受理年月日：平成26年10月31日

Analyzing the Structure of Elderly Non-farmers' Participation in Farming Activities in Urban Areas

— Focus on health promotion —

ONIMARU Tatsuji*, ISHIDA Kenji**, AIZAKI Hideo*** and KATAYAMA Chie**
* Laboratory of Project Evaluation, Rural Development and Planning Research Division
** Technology Transfer Center
*** Laboratory of Agricultural Development, Research Faculty of Agriculture, Hokkaido University

Abstract

In Japan, one important present issue is health promotion for the elderly (persons aged 65 or older), because an aging society is rapidly expanding all over the country. In this situation, activities at farmlands such as allotment gardens in urban areas are expected to contribute to health promotion for elderly non-farmers who live in the area. To promote the participation of elderly non-farmers in farming activities, the levels of factors that influence their participation must be effectively raised. Therefore, focusing on health promotion, this study analyzed the structure of elderly non-farmers' participation (relationship between participation and influencing factors) in farming activities with a questionnaire given to 800 elderly non-farmers that lived in three major urban areas and path analysis. As a result, the following was determined: (1) participation in farming activities is influenced by both willingness to participate and ability to participate, and (2) willingness to participate is influenced by factors such as awareness of the benefits of farming activities for health promotion. Fitness indexes of the structure were 0.989 for GFI, above the index 0.9 indicating good fitness, and 0.077 for RMSEA, below the index 0.08 indicating reasonable fitness. Therefore, we confirmed the structure was supported by actual data.

Key words: Elderly persons, Health promotion, Structure of participation in farming activities, Non-farmers, Path analysis