

農業人口の将来予測に関する考察

金, 東壹

九州大学大学院農学研究院農業資源経済学部門農業資源経済学講座食料流通学分野

森高, 正博

九州大学大学院農学研究院農業資源経済学部門農業資源経済学講座食料流通学分野

Seifeddine Ben Taieb

九州大学大学院農学研究院農業資源経済学部門農業資源経済学講座食料流通学分野

<https://doi.org/10.15017/6796279>

出版情報：九州大学大学院農学研究院学芸雑誌. 78 (2), pp.71-81, 2023-09. Faculty of Agriculture, Kyushu University

バージョン：

権利関係：



農業人口の将来予測に関する考察

金 東壹*・森高正博・Seifeddine Ben Taieb

九州大学大学院農学研究農資源経済学部門農資源経済学講座食料流通学分野
(2023年5月8日受付, 2023年5月18日受理)

The Study on Prediction of Agricultural Population Using Cohorts Analysis

Dongil KIM*, Masahiro MORITAKA and Seifeddine Ben TAIEB

Laboratory of Food Marketing and Distribution, Division of Agricultural and Resource Economics, Department of
Agricultural and Resource Economics, Faculty of Agriculture, Kyushu University, Fukuoka 819-0395, Japan

はじめに

日本の農業は家族経営が主であり¹, 農業における労働力は, 「農家」単位と「農業に従事する世帯員」で集計されてきた。農家は販売農家²における農業に従事する世帯員を含めた世帯であり, 農家の世帯員は年齢別に集計されているため, コーホート³を用いた将来予測が可能である。また, 農家は農業従事者の程度により, 年齢別・農家世帯員別に集計されているため, 農業に従事する世帯員別のコーホートの把握が可能である。小林 (1992), 江川 (2007) は農家コーホートから, 農家人口⁴の将来予測を, 松久 (1992) は農家人口と農業就業者⁵, 基幹的農業従事者⁶の将来予測を行った。大賀 (2015) は農家人口と基幹的農業従事者のコーホートから推移の分析と将来予測を, 彌永ら (2018) は基幹的農業従事者コーホートから将来予測を行った。先行研究は, 農業の将来的な労働力の把握のため, 農家人口や基幹的農業従事者など多様なコーホートの分類から将来予測を行った。しかし, 農家人口から農業に従事する人口, つまり農業人口⁷を把握することが可能であろうか。

農業人口の把握のためにはどのような世帯員を対象にすべきであろうか。農家人口には農業に従事していない世帯員, 基幹的農業従事者, 農業従事者が含まれている。農林センサスによると農業従事者の定義は「15歳以上の世帯員で年間1日以上自営農業に従事した者」であり, 基幹的農業従事者が農業従事者に含まれている。ここで, 農家世帯員分類をより明確にするため, 本稿では, 基幹的農業従事者を除いた農業従事者を準

農業従事者と呼ぶことにする。準農業従事者は基幹的農業従事者より農業に従事する程度が低い, 農家人口から除外すべきかどうかに関しては議論が行われていない。農業従事者の定義から「1日以上自営農業に従事」とは, 基幹的農業従事者の「ふだん仕事として主に自営農業に従事している」ことより, 極めて従事日数が少ないと考えられる。しかし, 農繁期における手伝いなどを考慮すると, 農業従事者は農業の労働力に含まれるべきではないか。

また, 将来予測に対して様々な方法が行われてきた。松久 (1992) は出生率, 死亡率, 移動率からコーホート要因法を用いて農家人口の将来予測を行った。さらに, 農家人口の農業就業者と基幹的農業従事者の割合から就業率を算出し, 予測した農家人口をかけ, 農業就業者と基幹的農業従事者の将来予測を行った。小林 (1992) と大賀 (2015) はコーホート変化率法を用いて将来予測を行った。彌永ら (2018) は1985～2015年までの農家人口と基幹的農業従事者の推移より変化率を求め, その変化係数の回帰分析を行い, 変化率の回帰式から将来予測を行った。しかし, どのような方法が農業人口の予測に精度が良いかの検討は行われていない。

従って, 本稿は農業人口の将来予測のため, まず, 農家人口の中でどのような世帯員を対象にすべきであるかを検討する。次に, 検討した分析対象のコーホートに多様な方法で将来予測を行い, 最も精度が高い予測方法を明らかにする。最後に各予測方法を用いて長期間の将来予測を行い, どのように農業人口の将来予測を行うべきであるかを考察することを目的とする。

*Corresponding author (E-mail: kdl7730@naver.com)

以上のような課題を解明するため、次のようなアプローチを試みる。まず、農業人口の将来予測のための分析対象を検討する。農家人口における農業に従事しない世帯員数、準農業従事者数、期間型農業従事者数の割合と年次推移をコーホート分析する。次に、時代変化に伴う農家人口の世帯員分類別のコーホートの変化とその割合から、農業を支える年齢層と農家世帯員分類を検討し、農業人口の将来の予測の対象を定める。コーホート分析による将来予測の方法について、様々な予測方法を用いて、2020年の農業人口を予測し、2020年の実測値との差から最も精度が高い方法を明らかにする。最後に2060年までの将来予測を行い、その結果について考察を行う。

論文構成は以下のとおりである。第2節では農業人口における将来予測の対象を定める。第3節ではコーホートを用いた様々な予測方法を、農業人口の将来予測に適した形で援用する。第4節では予測結果を示し、農業人口の予測方法の精度について考察を行う。第5節では、様々な予測方法から、農業人口を2060年まで予測し、その結果の解釈に関して考察を行う。第6節では、本研究をまとめる。

農家人口の世帯員の変化

農家は「経営耕地面積が10 a以上の農業を営む世帯又は農産物販売金額が15万円以上である世帯（農林センサス）」である。農家はまた販売農家と自給的農家で分類するが、本稿では販売農家を対象とする。農家の世帯員は、農業従事者、農業就業者、基幹的農業従事者の3区分から農業に従事する人を分類するが、農業就業者の集計は2015年までであるため、本稿は準農

業従事者、基幹的農業従事者のみを分析に用いる。農業に従事しない世帯員数は、世帯員数から農業従事者数を引いた値にする。

ここで、分析に用いる農家人口のデータを説明する。農家人口は農業世帯員数、農業従事者数、基幹的農業従事者数を農林センサス各年版から用いる。準農業従事者は農林センサスの農業従事者数と基幹的農業従事者数から計算する。年齢階級について、各年における農家世帯員数、農業従事者数、基幹的農業従事者数のデータの年齢階級が一致しない問題がある。まず、農家世帯員、農業従事者、基幹的農業従事者の集計が5年毎に行われているため、年齢階級も5年間隔に揃える必要があると考えられる。各年の集計における年齢階級が一致しない問題について、大賀（2015）は同一年次の国勢調査に対応する年齢階級の人口の割合で案分した。本稿も大賀と同じような方法を用いたが、ある年齢階級において、農家世帯員数より農業従事者数の多い結果が算出された。元のデータを損なうことなく分析に用いるため、妥協案として年齢階級を15～19歳、20～29歳、…、60～69歳、70歳以上とする。

分析の期間については、1985年における農家の定義が東日本と西日本で異なるため⁸、1990年⁹以降を分析期間とすることが望ましい。しかし、1990年における農業従事者数の年齢階級が16～29歳、30～39、…、50～59、60歳以上であるため、上述の理由により、1995年から2020年の期間で分析を進めたい。以上により農家世帯員数、準農業従事者数、基幹的農業従事者数を年別における各年別・年齢階級別の推移を算出した。その結果を表1に示す。

表1の人数は農家人口における各年別・農家世帯員

¹ 農林水産省「2020年農林業センサス」により、農業経営体に占める家族経営体の割合96.4%（2020年）（1,037／1,076千戸）である。

² 販売農家は「経営耕地面積が30アール以上又は農産物販売金額が50万円以上の農家」である（農林業センサス）。

³ 厚生労働省によりコーホートは「ある期間に出生・婚姻等何らかの事象が発生した人を集団としてとらえたもの」をいう。

⁴ ここで、農家人口は販売農家における世帯員数を意味する。

⁵ 農業就業者とは、「農業従事者のうち、自営農業のみに従事した者または自営農業以外の仕事に従事していても年間労働日数で自営農業が多い者」である（農林業センサス）。農業就業者は、2015年から農林センサスによる農業就業者の集計が行われていないため、本稿では農業就業者を議論の対象としない。

⁶ 基幹的農業従事者の定義は「15歳以上の世帯員のうち、ふだん仕事として主に自営農業に従事している者」である（農林センサス）。

⁷ 本稿は農業に従事する人口を農業人口といい、農家人口と区分して扱いたい。農業人口は販売農家における農業に従事する世帯員を意味する。

⁸ 1985年までの「農家」は「経営耕地面積が東日本で10a以上、西日本では5 a以上の農業を営む世帯、および経営耕地面積がこの規定に達していないか全くないものでも、調査期間日前1年間における農産物販売金額が10万円以上あった世帯をいう」となっている（農林センサス1985年版）。

⁹ 1990年からの農家は、東日本及び西日本で区分しない。

表 1 農家人口の世帯員分類・年次別・年齢別の推移

年度	農家世帯員分類	15～19歳	20～29	30～39	40～49	50～59	60～69	70歳以上	世帯員分類別の合計
1995	農業に従事していない世帯員	610,176 82.9%(6.0%)	623,140 57.5%(6.1%)	357,596 26.6%(3.5%)	194,077 11.6%(1.9%)	80,150 5.4%(0.8%)	156,253 7.7%(1.5%)	802,188 42.5%(7.8%)	2,823,580 (27.6%)
	準農業従事者	124,113 16.9%(1.2%)	421,930 38.9%(4.1%)	827,351 61.6%(8.1%)	1,123,384 67.4%(11.0%)	879,542 59.6%(8.6%)	882,898 43.5%(8.6%)	578,344 30.7%(5.7%)	4,837,562 (47.3%)
	基幹的 農業従事者	1,461 0.2%(0.0%)	39,273 3.6%(0.4%)	157,386 11.7%(1.5%)	350,249 21.0%(3.4%)	516,828 35.0%(5.1%)	988,822 48.8%(9.7%)	506,013 26.8%(5.0%)	2,560,032 (25.0%)
	年齢別の 世帯員数の合計	735,750 100%(7.2%)	1,084,343 100%(10.6%)	1,342,333 100%(13.1%)	1,667,710 100%(16.3%)	1,476,520 100%(14.4%)	2,027,973 100%(19.8%)	1,886,545 100%(18.5%)	10,221,174 100.0%
2000	農業に従事していない世帯員	510,265 82.9%(5.6%)	547,477 57.5%(6.0%)	252,402 26.6%(2.8%)	159,660 11.6%(1.8%)	57,725 5.4%(0.6%)	69,987 7.7%(0.8%)	623,096 42.5%(6.9%)	2,220,612 (24.5%)
	準農業従事者	153,511 16.9%(1.7%)	431,178 38.9%(4.8%)	602,611 61.6%(6.6%)	1,028,837 67.4%(11.3%)	848,392 59.6%(9.3%)	698,495 43.5%(7.7%)	693,866 30.7%(7.6%)	4,456,890 (49.1%)
	基幹的 農業従事者	1,339 0.2%(0.0%)	34,666 3.6%(0.4%)	97,764 11.7%(1.1%)	270,576 21.0%(3.0%)	400,382 35.0%(4.4%)	849,132 48.8%(9.4%)	745,720 26.8%(8.2%)	2,399,579 (26.4%)
	年齢別の 世帯員数の合計	665,115 100%(7.3%)	1,013,321 100%(11.2%)	952,777 100%(10.5%)	1,459,073 100%(16.1%)	1,306,499 100%(14.4%)	1,617,614 100%(17.8%)	2,062,682 100%(22.7%)	9,077,081 100.0%
2005	農業に従事していない世帯員	373,855 76.7%(5.0%)	464,720 56.8%(6.2%)	240,335 35.2%(3.2%)	178,628 17.5%(2.4%)	84,509 6.6%(1.1%)	47,405 4.0%(0.6%)	518,635 25.7%(6.9%)	1,908,087 (25.5%)
	準農業従事者	111,971 23.0%(1.5%)	317,022 38.8%(4.2%)	370,067 54.1%(5.0%)	662,304 64.8%(8.9%)	806,141 63.3%(10.8%)	451,266 38.6%(6.0%)	602,587 29.9%(8.1%)	3,321,358 (44.5%)
	基幹的 農業従事者	1,306 0.3%(0.0%)	35,981 4.4%(0.5%)	73,176 10.7%(1.0%)	181,416 17.7%(2.4%)	382,189 30.0%(5.1%)	671,922 57.4%(9.0%)	894,682 44.4%(12.0%)	2,240,672 (30.0%)
	年齢別の 世帯員数の合計	487,132 100%(6.5%)	817,723 100%(10.9%)	683,578 100%(9.2%)	1,022,348 100%(13.7%)	1,272,839 100%(17.0%)	1,170,593 100%(15.7%)	2,015,904 100%(27.0%)	7,470,117 100.0%
2010	農業に従事していない世帯員	218,816 72.4%(3.7%)	296,689 51.6%(5.0%)	178,229 33.3%(3.0%)	133,780 20.0%(2.3%)	81,078 7.9%(1.4%)	37,781 3.8%(0.6%)	405,995 22.9%(6.9%)	1,352,368 (23.0%)
	準農業従事者	82,607 27.3%(1.4%)	247,984 43.1%(4.2%)	292,949 54.7%(5.0%)	412,730 61.9%(7.0%)	641,409 62.1%(10.9%)	391,142 39.0%(6.6%)	415,853 23.5%(7.1%)	2,484,674 (42.2%)
	基幹的 農業従事者	851 0.3%(0.0%)	30,628 5.3%(0.5%)	64,563 12.1%(1.1%)	120,771 18.1%(2.1%)	309,687 30.0%(5.3%)	574,520 57.3%(9.8%)	950,417 53.6%(16.1%)	2,051,437 (34.8%)
	年齢別の 世帯員数の合計	302,274 100%(5.1%)	575,301 100%(9.8%)	535,741 100%(9.1%)	667,281 100%(11.3%)	1,032,174 100%(17.5%)	1,003,443 100%(17.0%)	1,772,265 100%(30.1%)	5,888,479 100.0%
2015	農業に従事していない世帯員	145,587 77.9%(3.2%)	191,474 53.0%(4.3%)	143,363 35.7%(3.2%)	116,594 25.2%(2.6%)	78,024 11.2%(1.7%)	50,104 5.2%(1.1%)	364,563 25.7%(8.1%)	1,089,709 (24.3%)
	準農業従事者	40,649 21.7%(0.9%)	146,125 40.4%(3.3%)	197,046 49.1%(4.4%)	254,118 54.9%(5.7%)	416,627 59.8%(9.3%)	364,975 37.9%(8.1%)	225,599 15.9%(5.0%)	1,645,139 (36.7%)
	基幹的 農業従事者	771 0.4%(0.0%)	23,834 6.6%(0.5%)	61,075 15.2%(1.4%)	91,814 19.9%(2.0%)	202,122 29.0%(4.5%)	546,902 56.9%(12.2%)	827,246 58.4%(18.4%)	1,753,764 (39.1%)
	年齢別の 世帯員数の合計	187,007 100%(4.2%)	361,433 100%(8.1%)	401,484 100%(8.9%)	462,526 100%(10.3%)	696,773 100%(15.5%)	961,981 100%(21.4%)	1,417,408 100%(31.6%)	4,488,612 100.0%
2020	農業に従事していない世帯員	91,280 78.8%(2.8%)	113,001 56.0%(3.5%)	98,675 37.3%(3.1%)	101,032 29.4%(3.1%)	64,539 15.2%(2.0%)	48,620 6.5%(1.5%)	223,796 19.6%(6.9%)	740,943 (22.9%)
	準農業従事者	23,918 20.7%(0.7%)	73,471 36.4%(2.3%)	115,217 43.6%(3.6%)	161,538 47.0%(5.0%)	232,447 54.8%(7.2%)	302,593 40.7%(9.4%)	221,450 19.4%(6.8%)	1,130,634 (35.0%)
	基幹的 農業従事者	607 0.5%(0.0%)	15,457 7.7%(0.5%)	50,471 19.1%(1.6%)	80,933 23.6%(2.5%)	126,902 29.9%(3.9%)	392,715 52.8%(12.1%)	695,953 61.0%(21.5%)	1,363,038 (42.1%)
	年齢別の 世帯員数の合計	115,805 100%(3.6%)	201,929 100%(6.2%)	264,363 100%(8.2%)	343,503 100%(10.6%)	423,888 100%(13.1%)	743,928 100%(23.0%)	1,141,199 100%(35.3%)	3,234,615 100.0%

注 1：単位は人，％。

注 2：農業従事者数に基幹的農業従事者数が含まれているため，農業従事者数に基幹的農業従事者数を引いたことを準農業従事者とする。

注 3：15～19歳，20～29，30～39，40～49，50～59，60～69，70歳以上の年齢階級の区分の通り，値を合計した。

注 4：年別における農家人口に占める割合が 5％以上の世帯員コーホート（％）は網掛けで表記する。

出所：農林センサス各年版より，著者作成。

分類別・年齢階級別のコーホートを表す。％はそのコーホートにおける当年年齢階級の世帯員分類別の割合を表す。また、(％)はそのコーホートの人数が当該年度における農家人口に占める割合を表す。

まず、世帯員分類別の世帯員の合計をみると、1995年10,221,174人から2020年3,234,615人と31.6%減少した。この節の目的は、農業人口の将来予測の対象を定めることであるため、人数より割合に焦点を合わせたい。ここで、各年における農業に従事しない世帯員数の合計の割合をみると1995年27.6%、2000年24.5%、2005年25.5%、2010年23.0%、2015年24.3%、2020年22.9%である。農業に従事しない世帯員は減少とも増加とも傾向を表現しにくい、平均的に約24.6%である。一方で、各年における基幹的農業従事者数の割合をみると、1995年25.0%、2000年26.4%、2005年30.0%、2010年34.8%、2015年39.1%、2020年42.2%であり、増加傾向である。しかし、60歳以上の年次の推移をみると(表2)、1995年における60歳以上の基幹的農業従事者の割合は14.7%であったが、2020年は33.6%であり、基幹的農業従事者の高齢化が進んでいるといえる。一方で、各年における準農業従事者の割合をみると1995年47.3%、2000年49.1%、2005年44.5%、2010年42.2%、2015年36.7%、2020年35.0%であり、減少傾向である。30～59歳の準農業従事者の割合は基幹的農業従事者より多い。準農業従事者における60歳以上の年次の推移をみると(表2)、1995年14.3%、2000年15.3%、2005年14.1%、2010年13.7%、2015年13.1%で高齢者の割合が減少する傾向であったが、2020年では16.2%となり、急激な高齢化の進展がみられる。

次は、コーホートの時代変化に注目したい。表1の年齢階級が10年単位であり、年度は5年単位であるため、20～69歳の10年階級コーホートの変化を10年間隔で解釈していく。例えば、1995年の20～29歳の農家人口をみると1,084,343人であるが、2005年の30～39歳の農家人口が20～29歳の農家人口683,578人

は10年後の変化であり、2015年の40～49歳の農家人口462,526人が20年後の変化である。1995年の20～29歳における農家世帯員分類別コーホートの割合をみると農業に従事しない世帯員623,140人(57.5%)、準農業従事者421,930人(38.9%)、基幹的農業従事者39,273人(0.4%)であるが、2005年では農業に従事しない世帯員240,335人(35.2%)、準農業従事者370,067人(54.1%)、基幹的農業従事者73,176人(1.0%)であり、2015年では農業に従事しない世帯員116,594人(25.2%)、準農業従事者254,118人(54.9%)、基幹的農業従事者91,814人(2.0%)で変化した。1995年の20～29歳の農家人口は20年間でその人数の57.3%が減少したが、世帯員分類の割合をみると、準農業従事者と基幹的農業従事者の割合が増加している。これは例示したコーホートのみの時代変化の動きではなく、ほかのコーホートでも、30～59歳の間には準農業従事者の割合が増加し、基幹的農業従事者数が増加する。これは就職活動を終えた年齢が他産業に従事しながら農業を手伝うこと、ほかの産業から引退した者が農業を営むこと、準農業従事者から基幹的農業従事者への転換などが原因であろうと考えられる。

以上をまとめると、農家人口における準農業従事者の割合は減少傾向であるが、その割合は約35.0%であり、農業の労働力の将来予測に除外するにはあまりもその割合が大きい。また、農業従事者の定義が「15歳以上の世帯員で年間1日以上自営農業に従事した者」であるため、どの程度農業を支えているかは明確ではないが、農業における若い労働力に準農業従事者が占める割合が大きく、農繁期における農作業を考えると、短期間における集中的な労働力が要求されるため、若い年齢の農業従事者も視野に入れて分析する必要があると考えられる。つまり、基幹的農業従事者の将来予測ではなく、農業従事者から農家人口の将来を予測する必要があると考えられる¹⁰。

表2 農家人口における60歳以上割合

	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年
農業に従事していない世帯員	9.3%	7.7%	7.5%	7.5%	9.2%	8.4%
準農業従事者	14.3%	15.3%	14.1%	13.7%	13.1%	16.2%
基幹的農業従事者	14.7%	17.6%	21.0%	25.9%	30.6%	33.6%
合計	38.3%	40.6%	42.6%	47.1%	52.9%	58.2%

出所：農林センサス各年版より、著者作成。

農業人口の将来予測

1. 農業人口の将来予測方法

本節では農業従事者のコーホートを用いた将来予測方法について検討する。コーホートを用いた将来予測方法は大きくコーホート変化率法 (CCR: Cohort Change Ratio) とコーホート要因法 (CCM: Cohort Component Method) がある。まず、コーホート変化率は各コーホートについて、ある時期における人口の動勢から基準年度の変化係数¹¹を求め、その変化係数が基準年度以降の変化係数であることを仮定し、将来人口を予測する方法である。コーホート要因法は、各コーホートについて人口の生残および人口変化要因について将来値を仮定し、それに基づいて将来人口を予測する方法である。

本稿はコーホート変化率法とコーホート要因法を用いて農業従事者の2020年の人口を予測するが、ここで注意点を述べておきたい。①コーホートの男女の分類はしない。②コーホート変化率法における変化係数の計算について、3種類の方法を用いる(後述)。③コーホート要因法は分析対象が世帯ではないため、人口の生残と人口変化要因として移動率だけを反映し算出する。④コーホート要因法における15～19歳の予測は、15～19歳の農業従事者と全体の農業従事者の比率から変化係数を計算し、予測に用いることにする¹²。⑤分析に用いるデータは農林センサス各年版を用いる。

2. コーホート変化率法

(1) 将来人口予測式

まず、コーホート変化率法を用いた将来人口の予測式は20歳以上(式(1.1))、15～19歳(式(1.2))で示す。5年後における20歳以上の人口の予測は、現在のコーホートが基準年度から5年後への変化を予測する変化係数を計算し、計算した変化係数のように人数が変動することを意味する(式1.1)。5年後にお

ける15～19歳の人口の予測は、計算した変化係数のように、15～19歳と20～85歳以上のコーホートの比であることを意味する(式1.2)。

$$(if\ x \geq 20) \quad {}_n\hat{P}_{x,t+5} = {}_n\hat{R}_{x+5,t+5} \times {}_nP_{x-5,t} \quad (1.1)$$

$$(if\ x < 20) \quad {}_n\hat{P}_{x,t+5} = {}_n\hat{R}_{x+5,t+5} \times {}_{n+70}\hat{P}_{x+5,t+5} \quad (1.2)$$

n : 年齢階級の幅(歳)

x : 基準年齢. 年齢階級における始まりの年齢(歳)

t : 基準年度(年)

${}_n\hat{P}_{x,t+5}$: n 年の幅を持つ基準年齢 x における基準年度 t から5年後の予測人口(人)

${}_nP_{x-5,t}$: n 年の幅を持つ基準年齢 x より5年若い人口(実測値)(人)

${}_n\hat{R}_{x+5,t+5}$: 予測した変化係数. n 年の幅を持つ基準年齢 x が基準年度 t から5年後どのくらい変化するかを予測する変化係数である。変化係数は変化率法($\widehat{CR}$)、限界変化量法($\widehat{MR}$)、変化係数の回帰予測法($\widehat{RR}$)で算出される(${}_n\hat{R}_{x+5,t+5} \in \{{}_n\widehat{CR}_{x+5,t+5}, {}_n\widehat{MR}_{x+5,t+5}, {}_n\widehat{RR}_{x+5,t+5}\}$)。

${}_n\widehat{CR}_{x+5,t+5}$: 変化率法より、算出した変化係数である(後述)。

${}_n\widehat{MR}_{x+5,t+5}$: 限界変化量法より、算出した変化係数である(後述)。

${}_n\widehat{RR}_{x+5,t+5}$: 変化係数の回帰予測法より、算出した変化係数である(後述)。

(2) 変化率法 (CR: Change Ratio)

変化率法は、先行研究のコーホート変化率法における変化係数の算出方法である(式(1.3)と式(1.4))(Hamilton and Perry 1962)。基準年度とその前年(本稿においては5年前)におけるコーホートの変化係数を求め、その変化係数が基準年度以降の変化係数であり、今後にも続くことを仮定する方法である。

¹⁰ 松久(1992)の研究のように、農業人口の将来を予測するため、農家人口を予測し、農業に従事する世帯員の割合から農業人口を把握することができると考えられる。しかし、年次における農業に従事しない世帯員の年齢別割合が一定ではなく、全体的な変動も年次によって増加したり、減少したりすることで、一定の方向に進んでいない。農業人口の将来予測の精度を考えると農業従事者だけに絞って予測を行うことが望ましいと考えられる。

¹¹ 先行研究からは変化率と明記されているが、これはパーセントではないため、厳密に言えば変化係数である。本稿は先行研究における変化率を変化係数として表記する。しかし、コーホート変化率法は変化率法として表記する。

¹² 農業従事者数の統計データは15歳以下の集計はない。松久(1992)は、農家の合計特殊出生率(農家人口における女性の15～49歳の出生率の合計)を用いて、農業就業率を与えて基幹的農業従事者における15～19歳を推定した。しかし、本稿における農業従事者は世帯の単位ではないため、松久の方法は適応できない。しかし、本稿は15～19歳の農業従事者の数が極めて少ない割合であることから、分析をよりシンプルにするため、全体の数から15～19歳の農業従事者数の割合を変化率とみなし、分析を進める。

$$(if\ x \geq 20) {}_nCR_{x,t} = {}_nP_{x,t} / {}_nP_{x-5,t-5} = {}_n\widehat{CR}_{x+5,t+5} \quad (1.3)$$

$$(if\ x < 20) {}_nCR_{x,t} = {}_nP_{x,t} / {}_{n+70}P_{x+5,t} = {}_n\widehat{CR}_{x+5,t+5} \quad (1.4)$$

${}_nCR_{x,t}$: 実際の変化係数. n 年の幅を持つ基準年齢 x が基準年度 t の 5 年前から基準年度まで変化した人口を算出した係数である.

(3) 限界変化量法 (MR: Marginal Ratio)

限界変化量法は, 基準年度の変化係数 (CR_t) と前年度の変化係数 (CR_{t-5}) から変化係数の変化量を求め (式 (1.5) と式 (1.6) の第 1 項目), これが次の年度の変化係数と基準年度の変化係数の変化量であることを仮定する方法である.

$$(if\ x \geq 20) {}_n\widehat{MR}_{x+5,t+5} = ({}_nP_{x,t} / {}_nP_{x-5,t-5} - {}_nP_{x,t-5} / {}_nP_{x-5,t-10}) + {}_nP_{x,t} / {}_nP_{x-5,t-5} \quad (1.5)$$

$$(if\ x < 20) {}_n\widehat{MR}_{x+5,t+5} = ({}_nP_{x,t} / {}_{n+70}P_{x+5,t} - {}_nP_{x,t-5} / {}_{n+70}P_{x+5,t-5}) + {}_nP_{x,t} / {}_{n+70}P_{x+5,t} \quad (1.6)$$

(4) 変化係数の回帰予測法 (RR: Regression Ratio)

変化係数の回帰予測法は, 過去から基準年度までの変化係数 (${}_nCR_{x,t}$) を用いて, 最小二乗法より回帰分析を行い, 回帰式を求める方法である (彌永ら (2018)).

3. コーホート要因法 (CCM: Cohort Component Method)

コーホート要因法を用いた農業従事者数の予測は式 3.1 を用いる (Dorn (1950), Henry (1973), Shryock and Siegel (1973)). 5 年後の 20 歳以上の農業従事者の予測は, 現在のコーホートに当該コーホートの 5 年間の死亡率と移動率をかけることにより算出する. 移動率¹³は基準年度における農業従事者コーホートの実測値に農業従事者の閉鎖人口を引き (自然増減と実測値との差), 前年度の当該コーホートの人口を割って算

出する (式 2.2). 閉鎖人口は農業従事者の自然増減を死亡率から算出する (式 2.3). しかし, 高齢者の死亡率について, 農業従事者の死亡率と農業従事者を含めた日本人口の死亡率は差があると考えられる¹⁴が, 農業従事者のみの死亡率は手に入らないため, 多少差が生じることを念頭に置きながら, 人口動態統計の死亡率をそのまま用いる. 15 ~ 19 歳の農業従事者数の予測は変化率法 (1.4) を用いて算出することにする.

$$(if\ x \geq 20) {}_n\hat{P}_{x,t+5} = {}_nP_{x-5,t} \times (1 - {}_nD_{x-5,t+5} \hat{M}_{x,t}) \quad (2.1)$$

$${}_n\hat{M}_{x,t} = \frac{{}_nP_{x,t} - {}_nP_{x,t}^*}{{}_nP_{x-5,t-5}} \quad (2.2)$$

$${}_n\hat{P}_{x,t}^* = {}_nP_{x-5,t-5} \times (1 - {}_nD_{x-5,t-5}) \quad (2.3)$$

D : 死亡率 (%)

${}_n\hat{M}_{x,t}$: 移動率は農業従事者の死亡率による減少以外の変動である (%). n 年の幅を持つ基準年齢 x が死亡率ではない要因から人数が変化した値.

${}_n\hat{P}_{x,t}^*$: 閉鎖人口 (人). n 年の幅を持つ基準年齢 x が死亡率により減少する 5 年後の人数である.

分 析 結 果

分析結果を示す前に, 予測した変化係数をみておきたい. 例として, 2020 年の 45 ~ 49 歳の農業従事者の変化係数の算出をあげる (表 3). ${}_5CR_{25,1995}$ は 1990 年における 20 ~ 24 歳の農業従事者数と 1995 年における 25 ~ 29 歳の農業従事者数を用いて式 1.3 より求めた実際の変化係数 (CR) である. 5 年ごとに当該コーホートがどのように変化していたかを表 3 と図 1 に網掛けで表す. 1995 ~ 2000 年の間は当該コーホートが増加したが, 2005 年では減少, 2010 年では微増, その後の 2015 年は減少である (図 1). 2020 年の変化係数を, 変化率法 ($\widehat{CR}$), 限界変化率法 ($\widehat{MR}$), 変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$) を用いて算出する. 当該コーホートの変化係数の予測結果は次の通りである. ${}_5\widehat{CR}_{45,2020}=0.8312$, ${}_5\widehat{MR}_{45,2020}=0.7699$, ${}_5\widehat{RR}_{45,2020}=0.8627$ であり, 実際の値から算出した変化係

¹³ 農業は人口全体の動態の把握と異なり, 0 歳からの出生ではなく, ある年齢階級に新規就農者としてコーホートに追加される特徴を持つ. 上述により, 移動率として, 離農率と新規就農率を要因として加えることが可能であろうと考えられる. 新規就農率について, 新規就農者数とその定着率などから新規就農率を算出する試みはあり得ると考えられる. しかし, 農業をやめる農業従事者数の把握は集計されてないため, 離農率と新規就農率を用いた予測は困難である.

¹⁴ 川崎 (2015) は職業別の人口割合と死亡率を用いて, 基幹的農業従事者の方が非農業者よりも長寿であることを明らかにした. 堀口・弦間 (2017) の 457 人を対象とした分析からは, 自営農業者の平均死亡年齢 81.5 であるが, それ以外 73.3 歳であり, 農業従事者と非農業従事者との平均死亡年齢の差が明らかである.

表3 農業従事者の予測方法別・年次別・年齢別の変化係数

年齢階級	CR1995	CR2000	CR2005	CR2010	CR2015	CR2020	$\widehat{CR}2020$	$\widehat{MR}2020$	$\widehat{RR}2020$
15～19	0.0173	0.0231	0.0208	0.0187	0.0123	0.0099	0.0123	0.0059	0.0064
20～24	0.6215	1.7302	1.0631	1.1091	0.8363	0.8992	0.8363	0.5635	1.4719
25～29	0.9138	1.2359	0.8670	0.9292	0.7972	0.7405	0.7972	0.6652	0.9423
30～34	1.5187	1.0803	0.8153	0.8915	0.7748	0.7230	0.7748	0.6581	0.4482
35～39	0.8872	1.0581	0.8563	0.9354	0.8312	0.7870	0.8312	0.7271	0.8344
40～44	0.9866	0.9957	0.8543	0.9220	0.8525	0.8112	0.8525	0.7830	0.8627
45～49	0.8901	0.9434	0.8286	0.8699	0.8310	0.7996	0.8310	0.7921	0.8691
50～54	0.9247	0.9309	0.8515	0.8648	0.8358	0.7939	0.8358	0.8068	0.7194
55～59	0.7835	0.9219	0.8698	0.8744	0.8534	0.8177	0.8534	0.8323	0.9213
60～64	1.0170	0.9380	0.8961	0.9025	0.8818	0.8459	0.8818	0.8610	0.8463
65～69	0.8332	0.8731	0.8385	0.8479	0.8460	0.8374	0.8460	0.8440	0.9232
70～74	0.9881	0.8254	0.7866	0.8010	0.8038	0.7899	0.8038	0.8066	0.7595
75～79	0.5012	0.5273	0.6728	0.7009	0.6846	0.6848	0.6846	0.6684	0.6678
80～84	0.4434	0.8755	0.7686	0.5848	0.5228	0.5603	0.5228	0.4607	0.5970
85歳以上	0.5014	1.0691	0.4692	0.5283	0.4292	0.5817	0.4292	0.3301	0.4186

注：図1のコーホートの変化係数は網掛けで示す。

出所：分析結果より，著者作成。

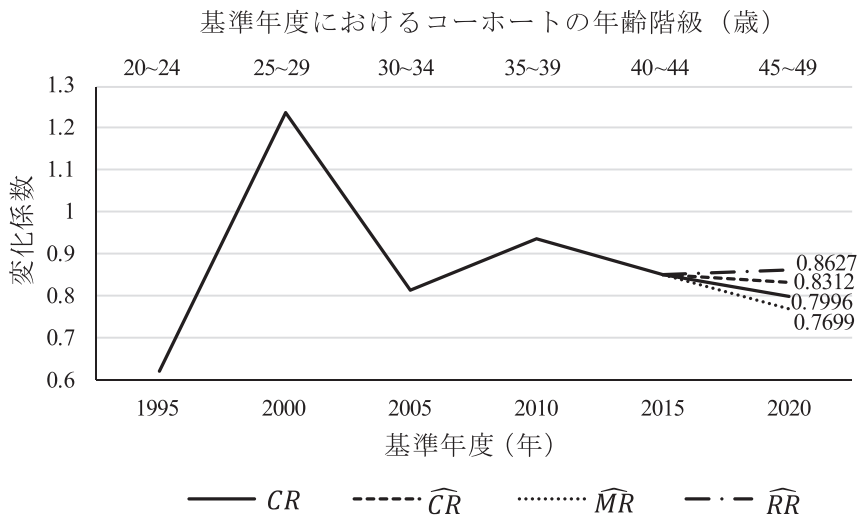


図1 2020年の45～49歳の農業従事者における予測方法別の変化係数

出所：分析結果より，著者作成。

数 ${}_5CR_{45,2020}=0.7996$ と最も近い変化係数の算出方法は、限界変化率法 ($\widehat{MR}$) である。今回の例における農業従事者数の予測は限界変化率法 ($\widehat{MR}$) が最も精度の高い方法であった。

次に、2020 年における予測方法別の農業従事者数の予測結果を表4に示す。農業従事者数の推測値の合計から、実測値との差が小さい予測方法順で列举すると、変化率法 ($\widehat{CR}$)、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$)、コーホート要因法 (CCM)、限界変化率法 ($\widehat{MR}$) の順である。

しかし、各年齢階級別における予測方法別の差の割合の偏差をみると、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$) は差の偏差が大きく、コーホート要因法 (CCM) を用いた変化係数の推定の偏差が最も小さい。全体的にコーホート要因法 (CCM) は実測値との当てはまりがよい。その理由として考えられるのは、農業従事者数の死亡率による減少と移動率が丁度バランスよく的中されたと考えられる。変化率法 ($\widehat{CR}$) の方をみると、20～79歳の年齢階級の将来予測に関しては、実測値との当てはまりがよい。40～69歳の年齢階級の将来予測は限界変化率法 ($\widehat{MR}$) の精度が最も高い。40～69歳の年齢階級は年々減少していく程度が一定であると読み取れる。

長期間におきる農業従事者の将来予測

変化率法 ($\widehat{CR}$)、限界変化率法 ($\widehat{MR}$)、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$)、コーホート要因法 (CCM) の予測方法を用いて、2060 年まで、将来予測を行った¹⁵。ただし、予測したコーホートの人数が負の値である場合は0と設定し予測を続けた。予測した農業従事者数の合計を表5に示す。

まず、コーホート変化率法を基とした方法 (変化率法 ($\widehat{CR}$)、限界変化率法 ($\widehat{MR}$)、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$) とコーホート要因法 (CCM) の予測の差が大きいため、分けて説明する。まず、2025 年における農業従事者数の予測値合計は変化率法 ($\widehat{CR}$) 1,777,378 人、限界変化率法 ($\widehat{MR}$) 1,770,284 人、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$) 1,746,218 人であり、大きな差はみられない。2030 年も変化率法 ($\widehat{CR}$) 1,234,306 人、限界変化率法 ($\widehat{MR}$) 1,212,067 人、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$) 1,174,489 人であり、大きい差はない。しかし、2035 年から変化率法 ($\widehat{CR}$) 835,063 人、限界変化率法 ($\widehat{MR}$) 819,928 人、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$) 729,864 人で、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$) の予測結果に目立つような差が出た。この理由は変化係数の回帰予測法

表4 2020 年における予測方法別の農業従事者の予測値と実測値およびその差

年齢階級	実測値 (人)	CCM の 予測値 (人)	$\widehat{CR}$ の 予測値 (人)	$\widehat{MR}$ の 予測値 (人)	$\widehat{RR}$ の 予測値 (人)	CCM 人数の差 (人)	$\widehat{CR}$ 人数の差 (人)	$\widehat{MR}$ 人数の差 (人)	$\widehat{RR}$ 人数の差 (人)	CCM 差の割合 (%)	$\widehat{CR}$ 差の割合 (%)	$\widehat{MR}$ 差の割合 (%)	$\widehat{RR}$ 差の割合 (%)
15～19	24,525	30,632	30,632	13,962	15,975	-6,107	-6,107	10,563	8,550	24.9%	24.9%	-43.1%	-34.9%
20～24	37,245	34,660	34,640	23,339	60,966	2,585	2,605	13,906	-23,721	3.9%	-7.0%	-37.3%	63.7%
25～29	51,683	55,629	55,643	46,428	65,773	-3,946	-3,960	5,255	-14,090	-6.9%	7.7%	-10.2%	27.3%
30～34	72,418	77,384	77,604	65,912	44,893	-4,966	-5,186	6,506	27,525	7.6%	7.2%	-9.0%	-38.0%
35～39	93,270	98,035	98,518	86,179	98,887	-4,765	-5,248	7,091	-5,617	6.9%	5.6%	-7.6%	6.0%
40～44	113,247	118,560	119,010	109,303	120,438	-5,313	-5,763	3,944	-7,191	5.1%	5.1%	-3.5%	6.3%
45～49	129,224	134,347	134,292	128,003	140,446	-5,123	-5,068	1,221	-11,222	4.7%	3.9%	-0.9%	8.7%
50～54	146,335	155,094	154,064	148,723	132,596	-8,759	-7,729	-2,388	13,739	4.0%	5.3%	1.6%	-9.4%
55～59	213,014	224,751	222,313	216,826	240,018	-11,737	-9,299	-3,812	-27,004	6.0%	4.4%	1.8%	12.7%
60～64	303,018	320,030	315,881	308,449	303,181	-17,012	-12,863	-5,431	-163	5.5%	4.2%	1.8%	0.1%
65～69	392,290	403,486	396,330	395,416	432,506	-11,196	-4,040	-3,126	-40,216	5.6%	1.0%	0.8%	10.3%
70～74	350,225	362,576	356,402	357,640	336,776	-12,351	-6,177	-7,415	13,449	2.9%	1.8%	2.1%	-3.8%
75～79	243,039	250,449	242,994	237,212	237,013	-7,410	45	5,827	6,026	3.5%	0.0%	-2.4%	-2.5%
80～84	185,104	179,771	172,725	152,221	197,244	5,333	12,379	32,883	-12,140	3.0%	-6.7%	-17.8%	6.6%
85歳以上	139,035	112,547	102,583	78,903	100,035	26,488	36,452	60,132	39,000	-2.9%	-26.2%	-43.2%	-28.1%
計	2,493,672	2,527,319	2,513,631	2,368,516	2,526,744	-58,172	-19,959	125,156	-33,072				
標準偏差										6.5%	10.3%	16.0%	24.2%

出所：分析結果より，著者作成。

¹⁵ コーホート要因法 (CCM) の将来の予測は死亡率が2020年の値で固定されることを仮定した。

表5 農業従事者の将来予測の合計結果

	2025 年	2030 年	2035 年	2040 年	2045 年	2050 年	2055 年	2060 年
$\widehat{CR}$	1,777,378	1,234,306	835,063	542,669	341,021	214,513	135,470	85,835
$\widehat{MR}$	1,770,284	1,212,067	819,928	533,739	317,136	178,391	96,265	55,004
$\widehat{RR}$	1,746,218	1,174,489	729,864	429,372	246,485	136,633	72,761	34,907
CMM	1,928,459	1,571,850	1,376,966	1,234,771	1,047,606	877,327	741,236	692,665
CMM^*	1,928,459	1,439,090	1,044,409	715,787	459,360	291,689	186,427	121,922

注1：単位は人。

注2：表5に年齢階級別の結果を2035年まで示す。

注3： CMM^* はコーホート要因法における移動率を2020年の値(${}_n\hat{M}_{x,2020}$)で固定して算出した結果である。

出所：分析結果より、著者作成。

表6 2035年までの農業従事者数における各予測方法別・年齢階級別の予測結果

	2025 年				2030 年				2035 年			
	$\widehat{CR}$	$\widehat{MR}$	$\widehat{RR}$	CMM	$\widehat{CR}$	$\widehat{MR}$	$\widehat{RR}$	CMM	$\widehat{CR}$	$\widehat{MR}$	$\widehat{RR}$	CMM
15～19歳	17,480	13,228	3,092	18,966	12,139	6,180	0	15,459	8,213	2,225	0	13,542
20～24	22,053	23,595	37,651	22,053	15,718	13,559	4,943	17,054	10,916	6,723	0	13,901
25～29	27,579	25,466	35,571	27,614	16,330	14,795	36,439	16,382	11,639	7,732	4,847	12,694
30～34	37,367	34,692	13,061	37,550	19,940	15,775	2,035	20,142	11,807	8,399	0	11,997
35～39	56,990	53,784	58,447	57,394	29,407	24,229	10,185	29,872	15,692	10,319	1,532	16,084
40～44	75,662	71,811	78,999	76,266	46,231	39,189	48,585	47,146	23,855	16,654	8,306	24,650
45～49	90,555	87,003	98,867	91,391	60,501	52,918	69,281	61,950	36,968	27,650	42,801	38,546
50～54	102,590	97,172	84,876	103,693	71,891	61,775	58,755	74,112	48,031	35,355	36,839	50,764
55～59	119,654	114,430	138,245	121,389	83,885	72,517	82,169	87,445	58,783	43,896	58,255	63,520
60～64	180,180	172,532	174,767	184,563	101,211	88,575	109,847	107,885	70,955	53,528	63,165	79,669
65～69	253,734	251,121	289,542	263,973	150,875	141,495	172,645	167,137	84,749	71,877	112,064	101,415
70～74	309,862	304,397	288,675	332,099	200,419	191,358	206,210	237,804	119,173	105,850	118,869	159,644
75～79	239,823	239,868	236,037	269,748	212,184	208,518	196,336	285,181	137,241	131,108	141,522	225,256
80～84	136,164	145,269	141,631	170,601	134,362	152,361	134,188	225,761	118,877	140,260	108,821	277,171
85歳以上	107,684	135,917	66,754	151,159	79,213	128,824	42,871	178,518	78,165	158,352	32,843	288,115
合計	1,777,378	1,770,284	1,746,218	1,928,459	1,234,306	1,212,067	1,174,489	1,571,850	835,063	819,928	729,864	1,376,966

出所：分析結果より、著者作成。

($\widehat{RR}$)による予測が2030年から15～19歳の年齢階級に負の値が計算されたためである(表6)。負の値が計算された理由は、変化係数の回帰予測法($\widehat{RR}$)が最小二乗法により変化係数を算出するため、変化係数が減少傾向であれば、負の値が計算される。

限界変化率法($\widehat{MR}$)は2045年から15～19歳の年齢階級に負の値が計算された。その理由としては、減少の速度が速いほど、変化係数の変化量の減少の幅が大きいため、負の値の変化係数が計算されるためである。

変化率法($\widehat{CR}$)は2015年と2020年の変化係数が2020年と2025年の変化係数、2025年と2030年の変化

係数、…、2055年と2060年の変化係数と同値であることを想定しているため、直近の変化のトレンドのようにより予測された。

コーホート要因法(CMM)は表5をみると、コーホート変化率法を基とした予測方法より、予測値が大きい。その理由として挙げられるのは、実測値がない限り離農率の計算ができず、離農率が0となるので、死亡率の通り、農業従事者数が自然に減少していくためである。もし、離農率を2020年の値(${}_n\hat{M}_{x,2020}$)で固定すると、表5の CMM^* のような結果になる。コーホート変化率法のように、直近の離農率のトレンドを反映して減少していくことになる。

以上をまとめると、直近の予測にはコーホート変化率法を基にした変化率法 ($\widehat{CR}$)、限界変化率法 ($\widehat{MR}$)、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$) の予測結果に大きい差は見当たらない。しかし、変化係数の回帰予測法 ($\widehat{RR}$)、限界変化率法 ($\widehat{MR}$) は減少の傾向が続くと負の変化係数が計算されるため、長期間の予測に適していない。しかし、変化率法 ($\widehat{CR}$) は直近の変化のトレンドにより、コーホート要因法 (CCM) は直近の農業従事者数が自然に減少していくことにより将来予測値を示すわけであるため、長期間にわたる予測が可能である。しかし、直近の変化が変わらず、将来的に同じ傾向が続くという仮定は結果の解釈に注意が必要である。従って、本稿は、農業従事者数における長期的な将来予測について2つの方法 (変化率法 ($\widehat{CR}$) とコーホート要因法 (CCM)) から結果を提示し、直近のトレンドと自然減少の意味で予測結果を補完的に推察していくことを提案する。

ま と め

農業人口の将来予測には様々な研究が行われてきた。先行研究では、農家人口あるいは基幹的農業従事者数を用いて農業人口の将来を予測した。また、コーホート要因法を用いて農家人口を推測し農業人口に割り当てること、コーホート変化率法、コーホートの変化係数の回帰式による将来予測など様々な予測方法を試みた。農業人口の将来予測のために、どのような対象と方法が適しているかは明らかにされてない。

本稿は以上の問題に関して、まず、農家の世帯員から、農業に従事していない世帯員、準農業従事者、基幹的農業従事者に分けた。次に、年齢階級別の世帯員分類別の割合を算出し、農業人口の予測の対象に関する議論を行った。その結果、準農業従事者は減少傾向であるものの、準農業従事者の割合が35%と高いこと、農業における若い労働力であること、農業に従事しない世帯員の年齢階級別割合が一定ではないことから、基幹的農業従事者と準農業従事者を含めた農業従事者を対象として将来予測を行う必要があることを指摘した。

次に、本稿は農業従事者の将来予測方法の精度を検討するため、コーホート変化率法と①コーホート要因法を用いた。コーホート変化率法に対して3つの変化率法を求める方法を用いた。変化係数を求める方法は②変化率法、③限界変化率法、④変化係数の回帰予測法である。以上の方法を用いて2020年の農業従事者数を予測し、実測値と比較した。最も精度が高い方法は

コーホート要因法を用いたものであることを明らかにした。

最後に①～④の予測方法から農業従事者の長期間における将来予測を行った。農業従事者数の長期間における将来予測結果の精度はまだ証明の余地がないが、コーホート変化率法は直近の農業従事者の変化のトレンドを反映することにより、コーホート要因法は現状の農業従事者数が自然的に減少していくことにより、将来予測値を示すわけである。二つの方法の意味から、農業における労働力の将来予測を補完的に推察していくことが望ましいと本稿は提案する。

今後の課題は、15～19歳の年齢階級についてより精度の高い予測方法を探ること、コーホート要因法における要因の発見および追加することである。

キ ー ワ ー ド

コーホート変化率法、コーホート要因法、農業人口、農業従事者、農業従事者の将来予測

引 用 文 献

- Hamilton, C. H and Perry, J. 1962 A short method for projecting population by age from one decennial census to another. *Social Forces*, 41 : 163-170
- Harold F. Dorn 1950 Pitfalls in Population Forecasts and Projections. *Journal of the American Statistical Association*, 45(251) : 311-334
- Henry S. Shryock and Jacob S. Siegel 1973 *The Methods and Materials of Demography*. Elizabeth A. Larmon (England)
- 堀口健治・弦間正彦 2017 自営農業者の長寿傾向と後期高齢者医療費への反映—埼玉県本庄市における調査を踏まえて—。農林金融, 61 : 566-571
- 川崎賢太郎 2015 農家は長寿か—農業と疾病・健康との関係に関する統計分析。Primaff Review, 66 : 1-7
- 小林弘明 1992 農家人口のコーホート予測—90年センサス市町村別データによる分析—。農業総合研究, 46(2) : 113-176
- Louis Henry 1968 Historical Demography. *Daedalus*, 97(2) : 385-396
- 松久 勉 1992 わが国の農家人口と農業労働力の将来推計。農業総合研究, 46(2) : 89-112
- 大賀圭治 2015 農家人口、農業労働力のコーホート分析—1960年から2010年まで半世紀の変化—。農業研究, 28 : 63-102

彌永造太郎・山口真一・小林奈保 2018 コーホート変化率による2040年の農家人口推計と政策的合意.
GLOCOM Discussion Paper Series, 12 (18-004),

https://www.glocom.ac.jp/wp-content/uploads/2018/10/GLOCOM_DISCUSSIONPAPER_No.12_2018-004.pdf (2023年4月27日参照)

Summary

This study argued that the growth of the agricultural population should be predicted by excluding household members who do not engage in agriculture among the farmers' household members.

In addition, to clarify the accuracy of the forecast method of agricultural population, this paper used (1) cohort change ratio method, (2) cohort marginal change method, (3) cohort regression ratio, and (4) cohort component method. The size of the agricultural population was estimated and compared with actual measurements. The results showed that the method with the highest accuracy was cohort component method.

Finally, this study forecasts agricultural population for the long-term using the estimation methods (1) to (4). Only cohort change ratio method and cohort component method adjust to forecast for the long-term.

The cohort change ratio method reflects the most recent change ratio and forecasts all period using the most recent change ratio.

The cohort component method reflects the most recent trends for one period (which lasts 5 years) and the death ratio. After that the first period, the agricultural population forecasted decrease by the death ratio. This paper proposes that it is desirable to make complementary inferences about forecasting agricultural population from the implications of these two methods.

Key words : agricultural population, cohort change ratio, cohort component method, farmers, future estimates of agricultural population