

論 文

人口に占める林業従事者比率に対する年齢・時代・コウホートの影響

猪俣雄太*・山口浩和*・中田知沙*

猪俣雄太・山口浩和・中田知沙：人口に占める林業従事者比率に対する年齢・時代・コウホートの影響. 森利誌 37 (4) : 173 ~ 181, 2022. 年齢・時代・コウホートが林業の従事者比率の増減に及ぼす影響を明らかにすることを目的に, 1980年から2015年の国勢調査の農林水産業の従事者数を APC 分析して, 各因子の影響を推定した。その結果, 農林水産業では年齢の影響が強く, 時代の影響は小さいことが分かった。年次によって, 従事者比率を最も増加させる因子が異なり, 2000年以降の75歳以上では, その因子はコウホートであり, 35歳未満は農林水産業によって異なる結果となった。35歳未満において, 増加因子が異なるのは, 1971年以降に生まれた世代のコウホートの影響が農林水産業によって異なるためであった。特に, 林業では1971年以降に生まれた世代はそれ以前に生まれた世代より林業に従事する比率が高いことが分かり, 緑の雇用担い手育成対策事業といった若年者への就業支援策の効果があったと示唆された。また, 林業において, 1971年以降に生まれた世代のコウホートの影響に性差がなかったことから, 性別を問わず, 就業支援策の効果があったと考えられる。これらの成果は林業の就業支援に関する政策に貢献できる。

キーワード：林業, APC 分析, 国勢調査

Yuta Inomata, Hirokazu Yamaguchi, and Chisa Nakata : **Impact of age, period, and cohort on the proportion of forestry workers. Jpn. For. Eng. Soc. 37(4): 173 – 181, 2022.** This study aims to further elucidate the impact of age, period, and cohort on the fluctuations in forest workers population in proportion to a population. The age-period-cohort analysis was applied to the data on agriculture, forestry, and fishery workers from the national census from 1980 to 2015, and the influence of each factor was determined. The results indicate that the age strongly influenced and period weakly influenced the proportions. The most prominent worker proportion factor was the difference in age. At ≥ 75 years old, after 2000 years, this factor was the cohort. However, under 35 years of age, this factor notably differed in agriculture, forestry, and fishery industries. This is because the cohort effect of the individuals born after 1971 differs in the three industries. Moreover, the individuals born after 1971 seemed to engage in forestry more than those born before it. This is possibly due to the implementation of the employment support policy for the younger generation. Furthermore, no gender difference was observed in the cohort effect of the generation born after 1971. Therefore, the employment support policies were effective regardless of sex. Hence, these results will help design and implement efficient forestry employment support policies in future.

Keywords : forestry, age-period-cohort analysis, national census

1. はじめに

林業の労働力や供給量を予測するには, 林業労働者数の把握は必要不可欠な要素である。その労働者数に関する長期的な統計資料としては, 国勢調査や労働者災害補償保険事業年報, 労働力調査がある。使用目的によって, 林業の労働者数として使用する統計資料が異なり, 厚生労働省が公表している労働災害の指標である死傷年千人率では労働力調査(2011年までは労働者災害補償保険事業年報)を林業の労働者数として用い, 農林水産省や林野庁では労働者数として国勢調査を用いている。国勢調査の林業労働者数に関する統計には, 産業分類上の「林業」の就業者数と職業分類上の「林業従事者」があり, 林野庁および農林水産省では前者を林業就業者数とし, 後者を林業従事者数と分けている。2020年の森林・林業白書(林野庁2021)に「林業従事者」の推移が掲載され

ており, 1980年の「林業従事者」は約14万6千人であったのに対し, 2015年には約4万5千人となり, 10万人程度減少している。林業と同様に, 1980年と2015年の国勢調査から, 農業と水産業の従事者の推移を算出すると, 2015年の「農業従事者」は1980年より約351万人減少し, 水産業は約29万人減少しており, 労働者数の減少は林業に限らず, 農林水産業で共通の傾向である。一方で, 2017年の森林・林業白書(林野庁2018)によると, 林業の労働者の年齢構成は変化しており, 林業従事者総数に占める35歳未満の割合(若年者率)は, 1980年に9.8%であったのに対し, 2015年には17.1%となり, 約8%増加している。農業と水産業の若年者率は算出されていないため, 森林・林業白書と同様の方法で, 職業分類上の「農業従事者」および「漁業従事者」から若年者率を算出すると, 農業は12.9%(1980年)から

2022年4月11日受付, 2022年7月2日受理

連絡先 (Corresponding author) : 猪俣雄太 (Yuta Inomata) E-mail : y_inomata@ffpri.affrc.go.jp

* 森林総合研究所 For. and Forest Prod. Res. Inst., Tsukuba 305-8687

7.4% (2015年) に推移し、水産業は25.2% (1980年) から13.7% (2015年) に推移しており、両産業とも若年者率は減少している。若年者率の増加は農業や水産業にはない林業の特徴である。今後、少子高齢化が進むと予想される日本において、若年者率の増加要因や労働者数の増減に影響に及ぼす因子を明らかにすることは、林業の労働力や供給量の将来予測を実施するうえで重要になると考えられる。

労働者数といった時間に伴う増減に対し、その増減要因を分析する手法にコウホート分析やAPC (age-period-cohort) 分析がある。林業労働者数のコウホート分析は、永田・寺下 (1991) や寺下・永田 (1994)、田村ら (1998, 1999)、林・永田 (2012)、田村 (2020) などがあり、林業労働者の動向分析が行われている。コウホート分析は同一コウホートの年齢による変化から、その変化の傾向を分析する手法である。一方、APC分析は複数の年齢階級の時系列変化の要因を、年齢、時代、生まれた世代を表すコウホートに分解し、各要因の影響を定量化する手法である。APC分析による研究は、社会学 (金ら2020, 奥井2020, 田中ら2007, 森ら2004など) や医学 (内田ら2008, 丸尾・磯2015, 歌田ら2009) で用いられており、林業にAPC分析を適用した研究としては林ら (2017) が挙げられる。林ら (2017) は1980年から2010年の国勢調査の「林業従事者」の増減に焦点を当て、従事者数の増減要因を年齢、時代、コウホートに分解した結果、年齢の影響がほかの因子より大きいことを明らかにしている。既往の研究では林業従事者数を対象としていたが、少子高齢化社会の日本では、調査年次によって日本の年齢構成が変化している。国勢調査によると、35歳未満の人口は1980年の約3,590万人から2015年には2,570万人と29%減少している。一方で、高齢化率の計算に用いる65歳以上の人口は約1,060万人 (1980年) から約3,350万人 (2015年) となり、約214%増加している。このように「林業従事者」の母集団となる人口の経年変化は年齢階級によって異なることから、各調査年次の人口構成を考慮したAPC分析を行うことで、林業労働者数に影響を及ぼす要因に関する新たな特性が得られる可能性がある。

そこで、本研究では国勢調査の各年齢階級の人口に占める「林業従事者」の比率に対し、APC分析を行い、林業従事者比率に影響を及ぼす要因を明確にすることを目的とする。APC分析で得た年齢、時代、コウホートの各因子の影響を評価するために、林業と類似の労働環境である農業と水産業においても同様のAPC分析を行い、各産業の従事者比率の増減に及ぼす影響を産業間で比較することで、林業の特性を明らかにする。

2. 方法

2.1 用いた資料

国勢調査 (総務省2020) には林業の労働者数を示す指

標として、「林業」の就業者と「林業従事者」がある。2007年に「日本標準産業分類」が改定され、それに伴い国勢調査の産業分類が変更されたことにより、2010年以降の「林業」の就業者にはそれ以前に含まれていなかったと考えられる森林組合の雇用者が含まれている (林・永田2012)。このため、「林業」の就業者数の連続性は乏しく、経年変化の分析対象としては適していない。このような状況から、林業の労働者数に関する近年の研究では「林業従事者」を用いる事例がある (田村2020)。本研究でも数値の連続性を重視し、「林業従事者」を分析に用いる。「林業従事者」は1980年から現出し、15歳から84歳までを5歳階級で整理したデータと、それ以上の年齢を「85歳以上」の階級としたデータの合計15階級のデータが取得可能である。85歳以上の年齢階級には、前調査年次に80～84歳階級であった「林業従事者」と、前調査年次で85歳階級以上であった「林業従事者」 (調査年次では90歳以上) が含まれるため、85歳以下の5歳階級の年齢階級と85歳以上の年齢階級とでは性質が異なる。APC分析を実施した林ら (2017) では、「90歳以上の「林業従事者」は数も少ないので、彼らが積み込まれていることによる影響は少ない」と考え、対象年齢階級を15階級として分析している。既往の文献に準拠し、本研究でも対象年齢を15階級とし、対象期間は1980年から現在公開されている2015年までの8年次とする。生まれた世代を表すコウホート数は年齢階級数と時代数の和から1を引いた数になるため、本研究のコウホート数は22となる。「林業従事者」は性別ごとに整理されており、本研究では男性、女性および両性の合計 (両性の合計の従事者を以下、全体従事者と呼ぶ) の3種の「林業従事者」を分析に用いる。国勢調査で得た各年齢階級の男性人口、女性人口および両性の合計と林業従事者から、各性別の従事者比率と全体従事者比率を算出した。比較用の農業および水産業も林業と同様に、1980年以降の「農業従事者」および「漁業従事者」の男性、女性および全体を分析に用いた。

2.2 APC分析手法

本研究で使用する国勢調査は85歳以上が5歳階級ではないものの、その数が少ないことから本研究では標準コウホート表と捉える。標準コウホート表は「観察・調査される年次間隔と対象事象の年齢区分が一致しているコウホート表のこと」 (田村2020) で、対角線上は同一コウホートの加齢による変化を表している。ここで、年齢階級が H 個あり、調査した年次が I 回、生まれた世代であるコウホートが J 個 ($J = H + I - 1$) ある標準コウホート表があった場合、APC分析では h ($h = 1, 2, \dots, H$) 番目の年齢階級の i ($i = 1, 2, \dots, I$) 番目の調査年次における統計値 y_{hi} と各因子の影響との関係は(1)式で表される。ただし、(1)式では連立方程式を解くことができないため、(2)式の通り、各影響に零和制約を課す。

$$y_{hi} = A_h + P_i + C_j + u \tag{1}$$

A_h : h 番目の年齢階級が及ぼす影響
 P_i : i 回目の調査年次が及ぼす影響
 C_j : j 番目のコウホートが及ぼす影響
 u : 主効果 (切片)

$$\sum_{h=1}^H A_h = \sum_{i=1}^I P_i = \sum_{j=1}^J C_j = 0 \tag{2}$$

林ら (2017) が説明している通り, 上記の連立方程式および零和制約では, 各影響を一意に定められない識別問題が発生する。これを解決する手法として, IE 型やベイズ型等が提案されている。各手法の精度を検証した坂口・中村 (2019) や松本 (2021) の実証によると, ベイズ型の精度は高いことが示されている。このことから, 本研究ではベイズ型を用いる。ベイズ型は各影響の1次階差の重み付き2乗和 (3式) を最小化させる, すなわち隣り合う各影響は大きく変化せず, 緩やかに変化し, その変化はできるだけ小さくすると仮定して, 識別問題を解決する手法である。

$$\frac{1}{\sigma_A^2} \sum_{h=1}^{H-1} (A_h - A_{h+1})^2 + \frac{1}{\sigma_P^2} \sum_{i=1}^{I-1} (P_i - P_{i+1})^2 + \frac{1}{\sigma_C^2} \sum_{j=1}^{J-1} (C_j - C_{j+1})^2 \tag{3}$$

$\sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2$: 各影響の重み付けパラメータ

したがって, ベイズ型で各影響を推定するには, 重み付けパラメータ ($\sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2$) の推定が必要となる。中村 (1982) は直接法による重み付けパラメータの算定は困難であるとし, 反復法を用いて算定したパラメータの組み合わせから, 赤池のベイズ型情報量規準 (ABIC) が最小となる組み合わせを選択する方法を提案している。一方, Schmid and Held (2007) はマルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC) とランダムウォークを用いたベイズ統計モデルを提案している。この方法は隣り合う各影響の変化量を, 重み付けパラメータを標準偏差としたランダムウォークで表現したもので, MCMC で反復させた乱数値から得た重み付けパラメータの尤度より, 各パラメータの分布を推定して, 各影響を推定する方法である (4式)。

$$\begin{aligned} A_{h+1} &\sim \text{Normal}(A_h, \sigma_A) \\ P_{i+1} &\sim \text{Normal}(P_i, \sigma_P) \\ C_{j+1} &\sim \text{Normal}(C_j, \sigma_C) \end{aligned} \tag{4}$$

Normal(A_h, σ_A) : 平均値が A_h で, 標準偏差が σ_A である正規分布

Normal(P_i, σ_P) : 平均値が P_i で, 標準偏差が σ_P である正規分布

Normal(C_j, σ_C) : 平均値が C_j で, 標準偏差が σ_C である正規分布

両手法とも複雑な計算を要するが, ベイズ統計モデルにおいては, コンピュータの計算能力の向上と効率的な計算手法の開発により, 複雑なモデル分析が可能であることから, 本研究ではベイズ統計モデルを用い, 既往の文献 (小森 2019) に従い, 標準偏差の分布は半コーシー分布とした。

2.3 統計モデルと評価方法

本研究では階層性のあるベイズ統計モデルを用いる。まず, 年齢, 時代, コウホートは「各産業の従事者」の絶対値に影響を及ぼすのではなく, 各年齢階級の人口に占める「各産業の従事者」の真の比率に影響を及ぼしていると考ええる。さらに, 国勢調査の各年齢階級の「各産業の従事者」数は, 国勢調査で得た各年齢階級の人口と, 真の比率をパラメータとする二項分布から得られたと仮定する (5式)。

$$y_{hi} \sim \text{Binomial}(n_{hi}, \pi_{hi}) \tag{5}$$

y_{hi} : i 回目の調査年次における h 番目の年齢階級の林業労働者数 (国勢調査の各年齢階級の「各産業の従事者」数)

Binomial(n_{hi}, π_{hi}) : パラメータ n_{hi} と π_{hi} の二項分布

n_{hi} : i 回目の調査年次における h 番目の年齢階級の人口 (国勢調査の各年齢階級の人口)

π_{hi} : i 回目の調査年次における h 番目の年齢階級の各産業の従事者の真の比率 (各産業の労働者が占める真の割合)

次に, 各産業の従事者の真の比率 (当該年齢階級の人口に対して各産業の従事者が占める真の割合) π_{hi} は 0 から 1 の間をとることから, π_{hi} は年齢, 時代, コウホート, 主効果を線形和としたロジスティック回帰曲線で算出できることとする。したがって, π_{hi} のロジットが年齢 A_h , 時代 P_i , コウホート C_j , 主効果 u の線形和となる (6~8式)。

$$\pi_{hi} = \frac{1}{1 + \exp(-Z_{hi})} \tag{6}$$

$$Z_{hi} = A_h + P_i + C_j + u \tag{7}$$

$$\ln\left(\frac{\pi_{hi}}{1 - \pi_{hi}}\right) = A_h + P_i + C_j + u \tag{8}$$

年齢, 時代, コウホートが従事者比率に及ぼす影響と主効果は線形和であり, その線形和はロジスティックス回帰曲線の変数になるため, 主効果は各因子の影響がなかった場合 (すなわち年齢 A_h , 時代 P_i , コウホート C_j が 0) の従事者比率を表す。一方, 年齢, 時代, コウホートの各影響は主効果から得られる従事者比率を増加させる場合に正の値をとり, 減少させる場合に負の値をとる。したがって, ある調査年次の全ての年齢階級で比率

が増加した場合はその調査年次の時代の値が正を示す。構築したベイズ統計モデルを産業別の男性従事者、女性従事者、全体従事者に適用し、年齢・時代・コウホートが各比率に及ぼす影響を分析した。

プログラミング言語である Python とベイズ統計ライブラリの PyMC3 からベイズ統計モデルを構築し、50万回の乱数を生成したマルコフ連鎖を3本つくり、そこからパラメータの分布を推定した。本研究では、森林分野で行われている方法（渡辺ら2017、壁谷ら2016）を参考に、初期値の影響を取り除くために、1回目から10万回目までは推定には使用せず、また、自己相関が生じる可能性があることから、10万回目以降の残りの40万回に対し、80回ごとに収集したデータからパラメータおよび各影響の推定を行った。得られた各連鎖の軌跡が定常状態に収束していることを目視で確認した。更に、シミュレーションの収束指標である R-hat が全てのパラメータで1となった。R-hat は1に近いほど収束していると判断され、1.1以下が収束の目安（Gelman *et al.* 2013）であることから、本研究によるMCMCによる推定は妥当であると判断した。

3. 結果と考察

3.1 年齢・時代・コウホートが林業の従事者比率に及ぼす影響

林業の全体従事者における主効果は-7.64であり、農業は-3.87で、水産業は-6.51であった。年齢 A_i 、時代 P_i 、コウホート C_j を0とし、得られた主効果の推定値を(6)式に代入すると、各因子の影響がなかった場合の各産業の固有の比率を算出できる。本研究の場合は林業で0.05%となり、農業で2.00%、水産業で0.15%であった。

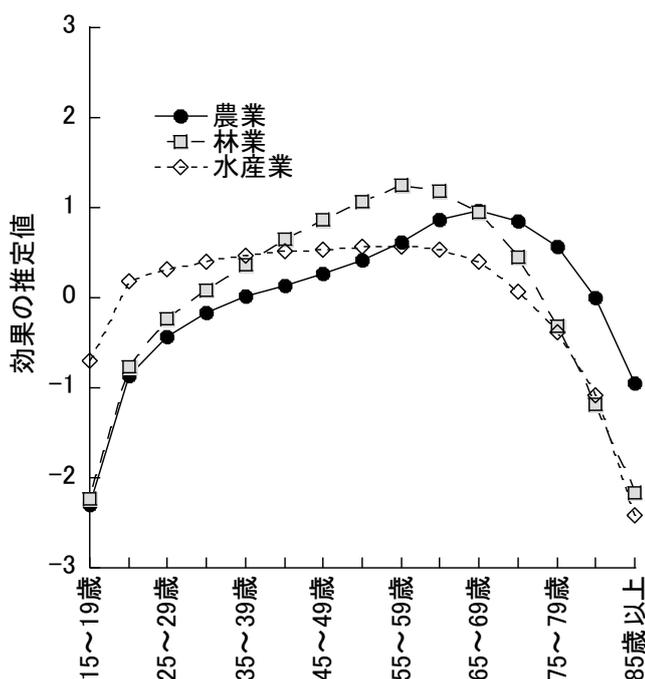


図-1 年齢が各産業の従事者比率に及ぼす影響

年齢、時代、コウホートが従事者比率に及ぼす影響を図-1~3に示す。林業の年齢では34歳までが負の効果を持ち、35歳から74歳までが正の効果をもつ、それ以上の年齢階級では負の効果を持つ、一峰性の形状であった。農業、水産業も一峰性の形状となったが、数値は異なった。年齢の影響を林業と他の産業とで比較すると、24歳以下は農業と同程度であり、75歳以上は水産業と同程度で、40

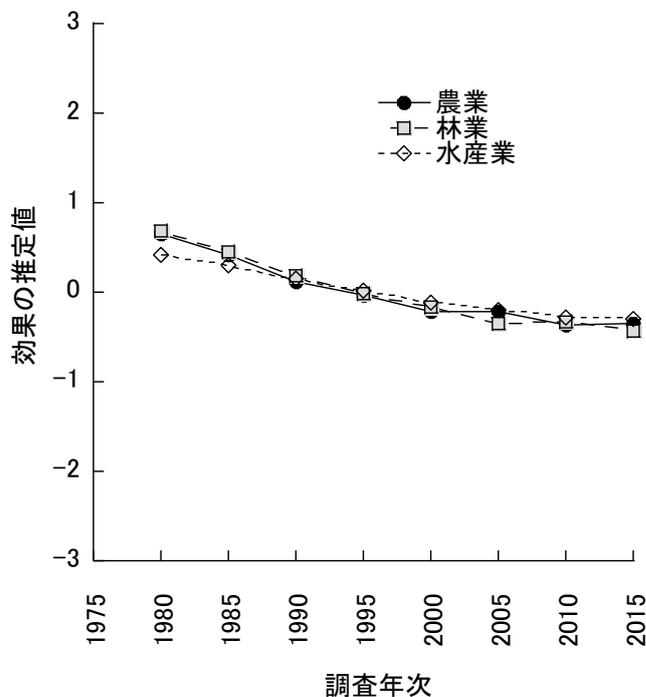


図-2 時代が各産業の従事者比率に及ぼす影響

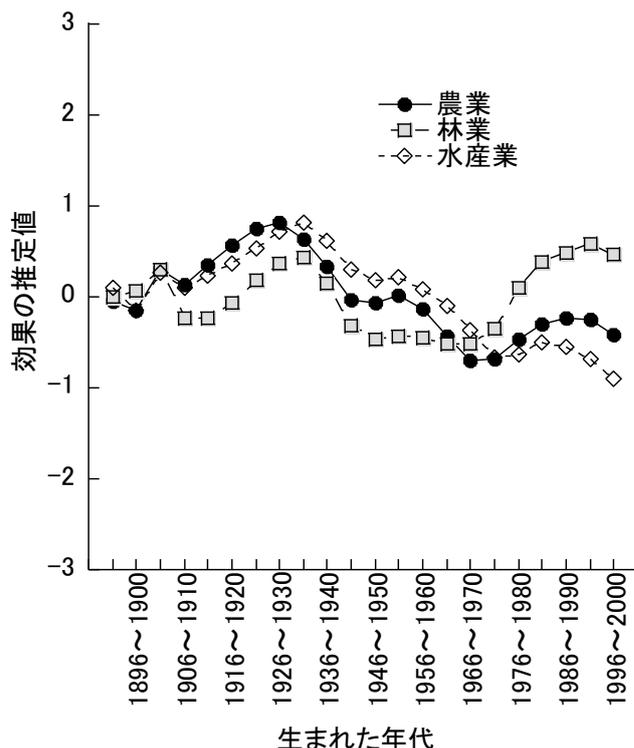


図-3 コウホートが各産業の従事者比率に及ぼす影響

歳から64歳までは農業、水産業より高かった。林業の時代の影響(図-2)は1995年まで正の効果を持つものの、経年とともにその効果は低下し、2015年は-0.44であった。農業、水産業の時代の影響も林業と同様の傾向にあり、産業による差は年齢の影響より小さい。林業のコウホートの影響(図-3)は「1906年~1910年」に生まれた世代から上昇し、「1931年~1935年」に生まれた世代から下降、その後1946年から1970年までは-0.5~-0.4を推移し、その後上昇していた。「1901年~1905年」に生まれた世代までは農業、水産業とも同様の数値であり、それ以降は産業によって異なった。1970年以前に生まれた世代では林業のコウホートの影響は農業、水産業より低い傾向にあったが、それ以降に生まれた世代では林業のコウホートの影響が最も高い値を示した。年齢の変動が大きく、時代の変動が小さい傾向は林業従事者の絶対数の推移を分析した林ら(2017)と一致していた。

従事者比率は年齢、時代、コウホートの各因子と主効果から算出され、各従事者比率に最も影響を及ぼす因子は、調査年次や年齢階級によって異なる。そこで、調査年次と年齢階級の組み合わせごとに得られた推定値が最大となる因子を整理した(図-4)。図において、調査がない年次は直前の調査年次の結果を用いており、例えば1980~84年は1980年の結果を用いている。林業の75歳以上において、推定値が最大となった因子は、2000年以降はコウホートであり、それ以前は時代であった。75歳以上の高齢者において、最大因子の推移は産業によって多少異なるが、概ね時代からコウホートに移り変わっている。一方で、若年者(35歳未満)における最大因子は産業によって傾向が異なる。林業は1995年以降、経年とともに時代からコウホートに推移しているが、農業は2010年までは時代であり、それ以降はコウホートになっており、水産業は「15~19歳」のみ時代であり、年次による変化は乏しい。

2000年以降の農林水産業の75歳以上において、推定値が最大となる因子はコウホートであり、35歳未満は産業によって傾向が異なる結果となった。85歳以上の林業従事者は年々増加傾向にあるものの、その人数は250人未満と少なく、その世代に占める比率は0.002~0.006%と小さいことから、各世代の人口に占める比率が比較的ある75歳から84歳(比率では0.01~0.04%)までに焦点を当てると、2000~2015年までに75歳から84歳となる世代は、1916~1940年に生まれた世代である。林業におけるこれらの世代のコウホートは1976年以降の世代に次いで高い世代である(図-3)。林ら(2017)でも、1916~40年に生まれた世代のコウホートは高い値を示しており、本結果と一致している。コウホートが高い1916~40年に生まれた世代は戦時中から1960年までに成年となった世代である。農山村から都市部への就職は1960年ごろから増加したと言われ(林ら2017)、1916~40年に生まれた世代は農山村からの都市部への

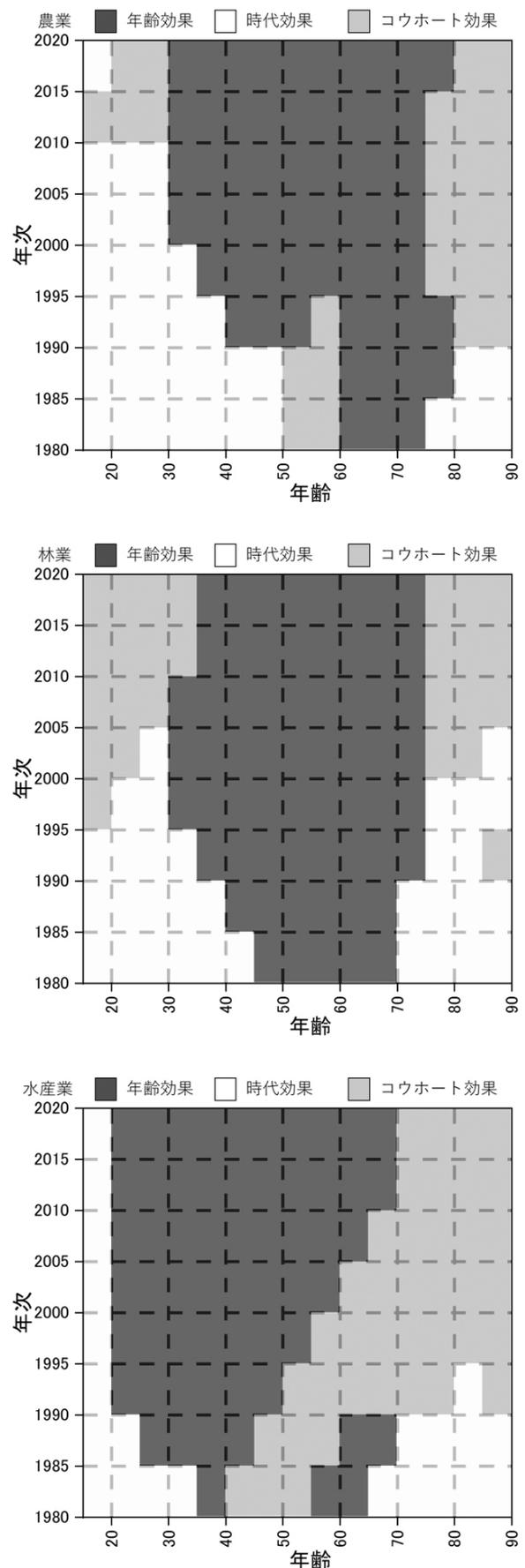


図-4 年齢と調査年次において、推定値が最大となる因子
上図：農業、中図：林業、下図：水産業
年齢階級「85歳以上」は便宜上、85歳から90歳までとしている

集団就職が難しかった世代である。このため、1916～40年に生まれた世代のコウホート効果が高いのは、農山村への就職を選択した結果であると林ら（2017）は述べている。図-3より、1916～40年に生まれた世代のコウホートの影響が大きいのは林業だけでなく、農業、水産業でも同様である。このことから、成年時に都市部への就職が困難であった状況により、農山村での仕事を選擇したのは、林業に限らず、農林水産業に共通した現象であったと考えられる。

一方、若年者は産業で異なる傾向を示したが、これは1971年以降に生まれた世代のコウホートの影響力が産業によって異なるためである。林業では1971年以降のコウホートの効果が増加し、1976年以降に生まれた世代では正の効果となっているが、農業と水産業は正の効果にはならず、また水産業のコウホートは農業より低い。林業では就業支援策として、2003年に「緑の雇用」担い手育成対策事業（以下、緑の雇用事業と呼ぶ）が始まり、この事業以降、林業の新規就業者数は増加している（林野庁2019）。緑の雇用事業での就業者の年齢構成は、年次によって異なるが、20代、30代が比較的多い（興枳ら2006、川崎2017、全国森林組合連合会2015）。緑の雇用事業開始後の2005年の国勢調査時において、コウホート効果が正となった「1976～80年」に生まれた世代は当該年次に20代であり、緑の雇用事業を活用できる世代である。このことから、緑の雇用事業といった若年者への就業支援策が1976年以降に生まれた世代の従事者比率を押し上げた結果、これらの世代のコウホート効果が正となり、それ以前の世代のコウホート効果より高くなったと考えられる。

1976年以降に生まれた世代のコウホート効果を明らかにするために、緑の雇用事業開始以降の国勢調査（2005年以降）において、1976年以降に生まれた世代のコウホート効果の影響を受ける従事者比率に対し、コウホート以外の因子（年齢と時代と主効果）から推定される従事者比率とコウホートと含むすべての因子から推定される従事者比率を算出し、その差分を各世代のコウホート効果による従事者比率の増加量として算出した（図-5）。「1996～2000年」に生まれた世代は2015年の国勢調査時の「15～19歳」のみに該当するため、当該年齢階級しか増加量がないが、それ以前に生まれた世代は国勢調査を複数回受けているため、複数の年齢階級の増加量がある。1976年以降に生まれた世代のコウホート効果は生まれた世代によって、増加量が異なるが、「15～19歳」では従事者比率を0.002パーセントポイント増加させ、20代（「20～24歳」と「25～29歳」）では0.003～0.015パーセントポイント、30代（「30～34歳」と「35～39歳」）では0.004～0.016パーセントポイント増加させることが分かった。2005年以降の各年代の人口に占める林業従事者の比率は10代では0.005～0.006%であり、20代では0.03～0.04%、30代では0.03～0.05%である

ことを踏まえると、従事者比率に占めるコウホート効果の割合は20代、30代で大きく、緑の雇用事業などの若年者への就業支援策の効果はあったと言える。一方で、農業や水産業はコウホート効果が正にはならなかったものの、コウホート効果が増加した世代（農業では「1986～90年」に生まれた世代がピーク値であり、水産業は「1981～85年」に生まれた世代がピーク）がある。緑の雇用事業は新規就業者雇用事業と呼ばれ、新規就業者を雇用する経営体が現地等の生産活動の場で、新規就業者の安全教育・研修を行う場合に、研修費用を補助する事業であり、農業や水産業も同様の事業がある。農業での事業開始は2008年（農の雇用事業）からであり、水産業では2001年（旧漁業就業者研修事業、現新規漁業就業者確保事業）からである。両産業において、ピークとなった世代は事業開始後に行われた国勢調査時（農業は2010年の国勢調査であり、水産業は2005年の国勢調査）に20代前半となった世代で、事業を活用できる世代である。新規就業者雇用事業が始まったときに対象となった世代のコウホート効果が増加しているため、農業と水産業でも、緑の雇用事業と同様の事業による就業支援効果があったと推測できるが、両産業ともそれ以降はコウホート効果が減少している。このことから、林業は他の産業に比べると、若年者への有効的な就業支援策が継続して、実施できたと推察され、これが林業の若年者率の増加につながったと考えられる。

3.2 性別による年齢・時代・コウホートの影響力の違い

林業従事者比率に性別ごとの年齢、時代、コウホートが及ぼす影響を図-6～8に示す。女性労働者が全体労働者に占める割合は、1980年には16%であり、1990年

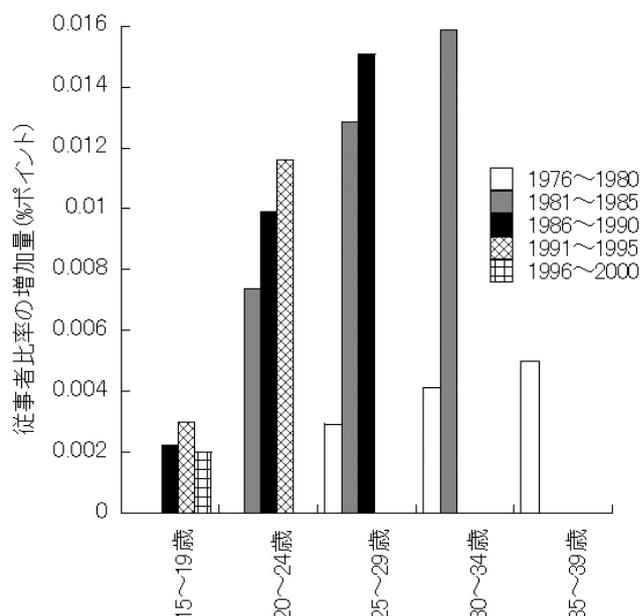


図-5 1976年以降に生まれた世代のコウホート効果による従事者比率の増加量

には14%に、2000年には12%、2010年には6%となり、女性が占める割合は常に20%以下であるものの、図よりコウホート以外は、全体と同じ傾向を示した。女性のコウホートは全体より、変動幅が大きいのが、増減のタイミングは全体と同様の傾向であった。男女ともに「1971～76年」に生まれた世代以降、コウホートが上昇し、男性は「1976～80年」に生まれた世代以降、正の効果となり、女性は「1986～90年」に生まれた世代と「1991～95年」に生まれた世代で正の効果となり、「1996～2000年」に

生まれた世代では負の効果となった。コウホートの増加の起点となった「1966～70年」に生まれた世代は性別によって、その推定値が異なっているため、「1966～70年」に生まれた世代を基準とした各世代のコウホートの効果増加量を算出した（図-9）。図より、「1986～90年」

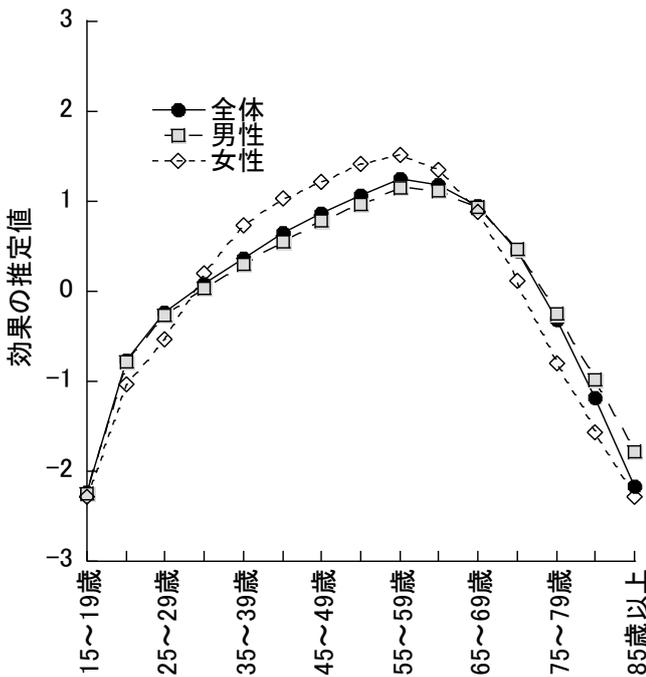


図-6 林業における性別ごとの年齢効果

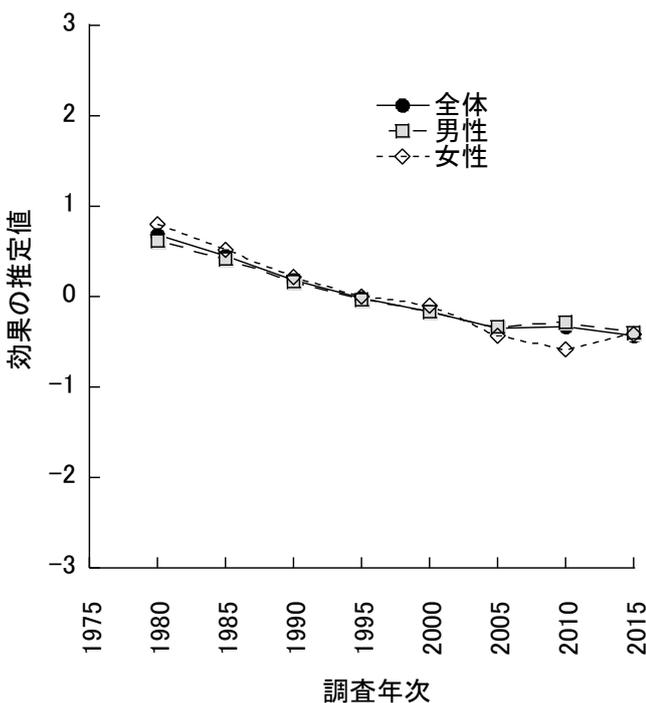


図-7 林業における性別ごとの時代効果

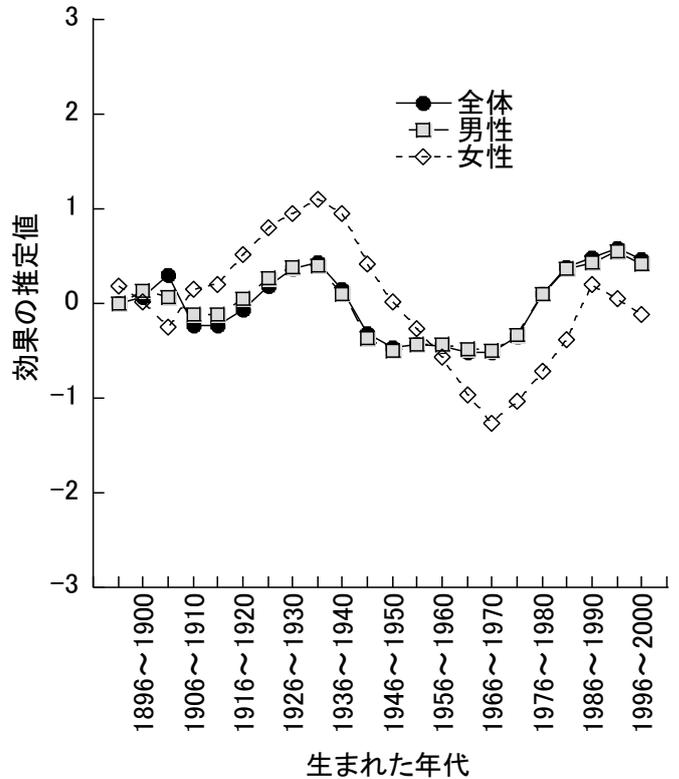


図-8 年齢と調査年次において、推定値が最大となる因子
上図：農業、中図：林業、下図：水産業
年齢階級「85歳以上」は便宜上、85歳から90歳までとしている

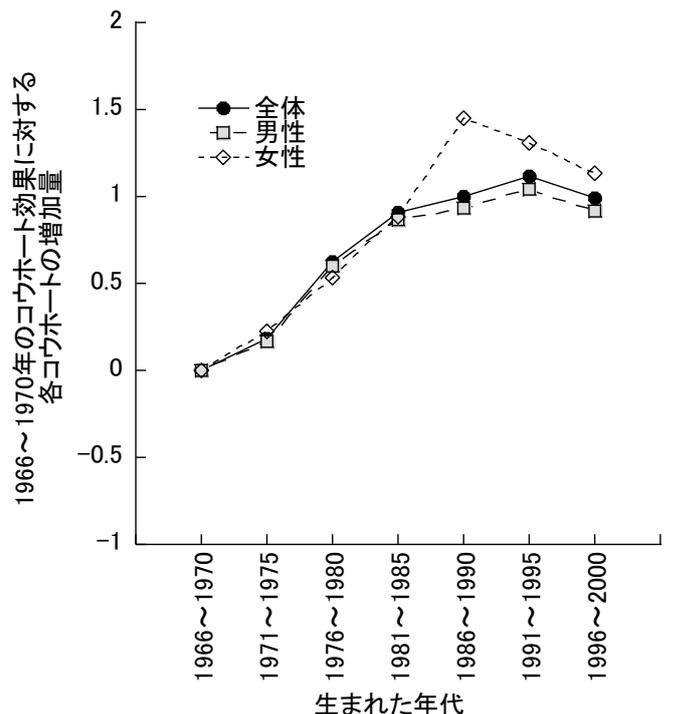


図-9 1966～1970年に生まれた世代のコウホート効果に対する各世代のコウホート効果の増加量

に生まれた世代以降、女性のほうが男性より増加量が多いが、概ね同様の増加量であった。「1966～70年」に生まれた世代以降のコウホート効果が増加した大きな要因は、前述の通り、緑の雇用事業といった就業支援策と考えられる。男女ともにコウホート効果の増加量は同程度であることを踏まえると、就業支援策は性別を問わず、従事者比率を増加させたと言える。

4. おわりに

APC分析で年齢、時代、コウホートが各従事者比率に与える影響を明らかにした結果、すべての産業で年齢の影響が強く、時代の影響は小さいことが分かった。1971年以降に生まれた世代のコウホートの影響は林業で正の効果となっており、若年者への就業支援策は効果的であり、特に1976年以降に生まれた世代は20代の従事者比率を0.003～0.015パーセントポイント増加させ、30代では0.004～0.016パーセントポイント増加させることを明らかにした。また、男女ともに同様の増加効果があり、性別を問わず、就業支援策の効果はあったことを示した。緑の雇用事業のような研修費用を補助する事業は、農業と水産業でも実施されているものの、林業ほど、継続的な効果が得られていない。緑の雇用事業が他産業の同様の事業と比べて、若年者の就業支援に継続的な効果があった要因は分かっておらず、今後の分析が必要である。

若い世代で林業のコウホート効果が高いが、「1996～2000年」に生まれた世代のコウホート効果は男女ともに前の世代より減少している。この世代は2015年の国勢調査時の「15～19歳」のみに該当し、データが1つしかない。「15～19歳」は高校や大学などの進学を選択し、就業を選択しない場合がある。学校基本調査（文部科学省2021）によると、1980年の高校進学率が94.2%であるのに対し、2015年が96.6%となっており、分析対象期間中に微増している。また、1980年の大学・短期大学への進学率は31.9%であるのに対し、2015年は54.5%となり、進学率が増加している。このため、「1996～2000年」に生まれた世代のコウホート効果の減少は進学の影響の可能性も否定できない。当該データが1つしかないため、若年者への就業支援策の効果の継続性や進学の影響を明らかにするには、2020年以降の国勢調査の結果を分析する必要がある。また、就業支援事業として、大学校等で学ぶ若年者に対する給付金の支給事業（青年就業準備給付金事業）が農業では2012年以降に始まり、林業と水産業では2013年から始まっている。この事業の影響は本研究では2015年の国勢調査のみになるため、「1996～2000年」に生まれた世代のコウホート効果と同様、2020年以降の国勢調査の結果を分析し、給付金支給事業の効果を評価する必要がある。

引用文献

Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Dusen, D.B., Vehtari,

A. and Rubin, D.B. (2013) Bayesian Data Analysis Third edition. 675pp, Chapman and Hall/CRC, New York.

林宇一・永田信 (2012) 「国勢調査」における産業分類及び職業分類上の林業の変遷と林業労働者総数の推計. 林業経済 64 (10) : 2～17.

林宇一・永田信・立花敏 (2017) 林業作業員数変化の年齢・時代・コウホート効果への分解に関する試論. 林業経済研究 63 (3) : 65～73.

壁谷大介・宇都木玄・来田和人・小倉晃・渡辺直史・藤本浩平・山崎真・屋代忠幸・梶本卓也・田中浩 (2016) 複数試験地データからみたコンテナ苗の植栽後の活着および成長特性. 日林誌 98 (5) : 214～222.

川崎章恵 (2017) 「緑の雇用」研修生からみる研修の評価. 森利誌 32 (1) : 5～14.

金晃敏・松橋啓介・石河正寛・有賀敏典 (2020) 第4次メッシュレベルの人口変動に及ぼす年齢・時代・コウホート効果の分析. 都市計画論文集 55 (3) : 1121～1127.

小森政嗣 (2019) これからベイズ統計を使ってみたい人に－確率的プログラミング言語のすすめ－. 日本音響学会誌 75 (6) : 351～357.

興梠克久・田村早苗・中川秀一・佐々木太郎 (2006) 「緑の雇用担い手育成対策事業」の効果に関する研究－「緑の研修生」アンケートの結果をもとに－. 林業経済 59 (7) : 1～15.

丸尾伸司・磯博康 (2015) 日本人の心血管疾患のコホート効果の動向, 1950 - 2010. 日本公衛誌 62 (2) : 57～65.

松本雄大 (2021) Age-Period-Cohort分析に関する方法論と実証的議論：日本社会における価値意識の時系列変化. オンライン, (https://ir.library.osaka-u.ac.jp/repo/ouka/all/81972/31647_Abstract.pdf) 2021年11月4日参照.

森宏・田中正光・稲葉敏夫 (2004) 高齢化の進展で米・鮮魚の消費はどうなるか－コウホート分析－. 専修大学社会科学年報 38 : 41～62.

文部科学省 (2021) 学校基本調査. オンライン, (<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00400001&tstat=000001011528>) 2022年6月20日参照.

永田信・寺下太郎 (1991) 林業労働力の予測についての一試論－国勢調査による林業就業者のコウホート分析－日林誌 73 (1) : 50～53.

中村隆 (1982) ベイズ型コウホート・モデル：標準コウホート表への適用. 統計研彙報 29 (2) : 77-97.

奥井佑 (2020) 日本人女性における就業状況別での婚姻・出生率の年齢・時代・コホート分析. 日本公衛誌 67 (12) : 892～903.

林野庁 (2018) 平成29年度 森林・林業白書. オンライン, (<https://www.rinya.maff.go.jp/j/kikaku/>)

- hakusyo/29hakusyo_h/all/chap3_1_4.html) 2022年6月20日参照.
- 林野庁 (2019) 林業労働力の動向. オンライン, (<https://www.rinya.maff.go.jp/j/routai/koyou/01.html>) 2021年11月4日参照.
- 林野庁 (2021) 令和2年度 森林・林業白書. オンライン, (<https://www.rinya.maff.go.jp/j/kikaku/hakusyo/R2hakusyo/attach/pdf/zenbun-64.pdf>). 2021年11月4日参照.
- 坂口尚文・中村隆 (2019) 混合効果モデルとしてみたコウホート分析モデル. 理論と方法 34 (1): 3 ~ 17.
- Schmid, V. J. and Held, L. (2007), Bayesian Age-Period-Cohort Modeling and Prediction: BAMP. J. Stat. Software 21(8): 1-15.
- 総務省 (2020) 国勢調査 (昭和55年~平成27年). オンライン, (<https://www.e-stat.go.jp/stat-search?page=1&toukei=00200521>). 2022年6月20日参照.
- 田村和也 (2020) 人口減少社会における国内林業の将来見通し. 森林総合研究所研究報告 19 (1): 1 ~ 43.
- 田村早苗・永田信・立花敏・大橋邦夫 (1998) 1995年「国勢調査」データを用いた林業就業者のコウホート分析. 林業経済研究 44 (1): 93 ~ 98.
- 田村早苗・永田信・立花敏・大橋邦夫 (1999) 1990年「国勢調査」データを用いた林業就業者のコウホート分析. 林業経済研究 45 (1): 129 ~ 132.
- 田中正光・三枝義清・森宏・川口雅正 (2007) コウホート分析における『識別問題』の克服—中村・IEモデルの比較検討—. 専修経済学論集 42 (2): 1 ~ 44.
- 寺下太郎・永田信 (1994) 『国勢調査』に見る林業就業者の推移. 林業経済 47 (4): 14 ~ 22.
- 内田博之・小田切陽一・大竹一男・小林順 (2008) 日本人女性の婚姻動向における年齢・時代・コホートの効果と出生動向との関連 (1985年—2005年). 日本公衛誌 55 (7): 440 ~ 448.
- 歌田真依・大野ゆう子・清水佐知子 (2009) APCモデルによる胃がん罹患数推計法の比較研究. ITヘルスケア 4 (1): 84 ~ 87.
- 渡辺憲・高麗秀昭・小林功・柳田高志・鳥羽景介・三井幸成 (2017) 階層ベイズモデルを用いた丸太の天然乾燥における乾燥時間の推定および丸太の諸形質が乾燥性に及ぼす影響の評価. 木材学会誌 63 (2): 63 ~ 72.
- 全国森林組合連合会 (2015) 平成26年度「緑の雇用」現場技能育成対策事業の評価等に関する調査報告書. 348pp, 全国森林組合連合会, 東京.