

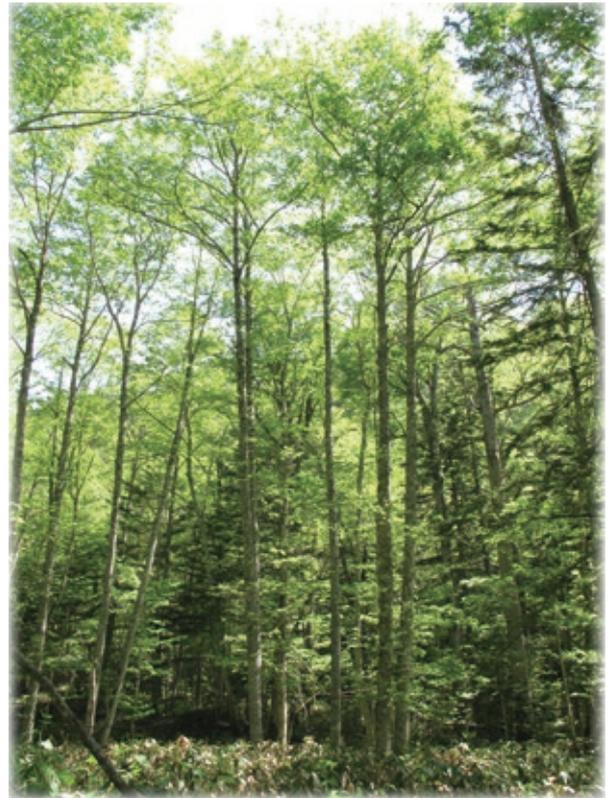
PRINT ISSN 0916-4405
ONLINE ISSN 2189-9363

森林総合研究所研究報告

Vol.19 No.1 (No.453)

BULLETIN

of the
Forestry and
Forest Products
Research Institute



March 2020



国立研究開発法人 森林研究・整備機構
森林総合研究所
Forestry and Forest Products Research Institute

The Chief Editor

山中 高史 Takashi YAMANAKA (Principal Research Director, FFPRI)

The Vice-Chief Editor

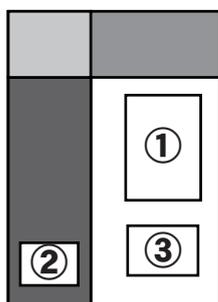
片岡 厚 Yutaka KATAOKA (Public Relations Division, FFPRI)

Editor

青井 秀樹 Hideki AOI (Department of Forest Policy and Economics , FFPRI)
福田 健二 Kenji FUKUDA (Graduate School of Agricultural and Life Sciences, The University of Tokyo)
平尾 知士 Tomonori HIRAO (Forest Tree Breeding Center, FFPRI)
五十嵐 哲也 Tetsuya IGARASHI (Department of Forest Vegetation, FFPRI)
伊藤 優子 Yuko ITOH (Department of Forest Soils, FFPRI)
小南 裕志 Yuji KOMINAMI (Disaster Prevention, Meteorology and Hydrology, FFPRI)
黒川 潮 Ushio KUROKAWA (Kyushu Research Center, FFPRI)
松井 直之 Naoyuki MATSUI (Department of Forest Resource Chemistry, FFPRI)
毛利 武 Takeshi MOHRI (Department of Forest Molecular Genetics and Biotechnology, FFPRI)
小長谷 啓介 Keisuke OBASE (Department of Mushroom Science and Forest Microbiology, FFPRI)
岡 裕泰 Hiroyasu OKA (Forestry Division, Japan International Research Center for Agricultural Sciences)
渋谷 龍也 Tatsuya SHIBUSAWA (Department of Wood-based Materials , FFPRI)
鈴木 秀典 Hidenori SUZUKI (Department of Forest Engineering, FFPRI)
滝 久智 Hisatomo TAKI (Department of Forest Entomology, FFPRI)
東條 一史 Hitoshi TOJO (Department of Wildlife Biology, FFPRI)
矢崎 健一 Kenichi YAZAKI (Department of Plant Ecology, FFPRI)

This journal is indexed in CAB Abstracts.

表紙写真 Photographs in Cover



① 東京大学北海道演習林のケヤマハンノキ

Alnus hirsuta in the University of Tokyo Hokkaido Forest

② ドングリを運ぶアカネズミ (岩手県盛岡市)

A large Japanese wood mouse (*Apodemus speciosus*) carrying an acorn at Morioka, Iwate Prefecture.

③ (本文69～77ページ)

積載量が異なるフォワーダを用いた長尺材集材生産性

Longer log forwarding productivity between different load capacity forwarders

目次

論文

人口減少社会における国内林業の将来見通し

田村 和也 1

集約的に管理されたスギ高齢複層林における植栽木の成長の健全性評価

宮本 和樹、大谷 達也、酒井 敦、酒井 武、奥田 史郎 45

日本における2種のトリュフ（アジアクロセイヨウショウロ および
ホンセイヨウショウロ）の生息地の土壌特性

古澤 仁美、山中 高史、木下 晃彦、仲野 翔太、
野口 享太郎、小長谷 啓介 55

積載量が異なるフォワーダを用いた長尺材集材生産性

鈴木 秀典、山口 智、宗岡 寛子、佐々木 達也、田中 良明、
猪俣 雄太、伊藤 崇之、毛綱 昌弘、瀧 誠志郎、上村 巧、
有水 賢吾、吉田 智佳史、山口 浩和、中澤 昌彦、
陣川 雅樹、関子 光太郎 69

製材品の曲げ強度における寸法効果パラメータの検討

井道 裕史、加藤 英雄、長尾 博文 79

2011年福島第一原子力発電所事故後5年間の、福島県のスギ

(*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) の花粉セシウム137濃度（英文）

清野 嘉之、赤間 亮夫、金指 達郎、志知 幸治、近藤 禎二、
星 比呂志、倉本 哲嗣、藤澤 義武、倉本 恵生 89

照葉樹原生林と他の森林環境において腐肉に誘引されたシデムシ・糞虫群集

上田 明良 105

Bulletin of the Forestry and Forest Products Research Institute

Vol.19 No.1 (No.453) March 2020

CONTENTS

Original article

- Projections of forestry in Japanese society with declining population
Kazuya TAMURA 1
- Evaluating the soundness of growth performance of planted trees in old-aged multi-storied plantations of Japanese cedar (*Cryptomeria japonica*) under intensive forest management
Kazuki MIYAMOTO, Tatsuya OTANI, Atsushi SAKAI,
Takeshi SAKAI and Shiro OKUDA 45
- Soil properties in *Tuber himalayense* and *Tuber japonicum* habitats in Japan
Hitomi FURUSAWA, Takashi YAMANAKA, Akihiko KINOSHITA,
Shota NAKANO, Kyotaro NOGUCHI and Keisuke OBASE 55
- Longer log forwarding productivity between different load capacity forwarders
Hidenori SUZUKI, Satoshi YAMAGUCHI, Hiroko MUNEOKA,
Tatsuya SASAKI, Yoshiaki TANAKA, Yuta INOMATA,
Takayuki ITO, Masahiro MOZUNA, Seishiro TAKI,
Takumi UEMURA, Kengo USUI, Chikashi YOSHIDA,
Hirokazu YAMAGUCHI, Masahiko NAKAZAWA,
Masaki JINKAWA and Kotaro ZUSHI 69
- Influence of the size effect parameter on the bending strength of lumber
Hirofumi IDO, Hideo KATO and Hirofumi NAGAO 79
- ¹³⁷Cs concentrations in the pollen of sugi (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) over 5 years following the 2011 Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident in Fukushima Prefecture
Yoshiyuki KIYONO, Akio AKAMA, Tatsuro KANAZASHI,
Koji SHICHI, Teiji KONDO, Hiroshi HOSHI,
Noritsugu KURAMOTO, Yoshitake FUJISAWA
and Shigeo KURAMOTO 89
- Silphid and dung beetle assemblages lured by carrion in old-growth evergreen broad-leaved forests and other forest environments
Akira UEDA 105

論文 (Original article)

人口減少社会における国内林業の将来見通し

田村 和也^{1)*}

要旨

人口減少社会における国内林業のあり方を検討することを目的に、木材の需要と供給、林業従事者数と所要労働力の将来推計を行った。林業従事者数はコーホート変化率法により、2030年に現状の7割、2050年に5割と推計された。国産材の潜在的需要は、自給率向上を仮定した製材合板等用材、およびパルプ・チップ用材、燃料材について想定し、2020年代は約3,400万m³と想定された。森林資源構成と林業関連統計を用いて、人工林齢級構成に基づく将来推計に必要なデータを算出した。育林作業の所要労働量は従来型と省力型を設定した。木材供給量と所要労働量を2020年代末まで推計したところ、伐採面積率と人工林齢級構成により計算される木材供給量は、国産材の潜在的需要に届かず、所要労働量は従事者数をやや上回った。木材供給量が需要を充たすよう人工林皆伐面積率を1.5倍に引き上げた場合、育林作業を省力化しても所要労働量は従事者数を1割弱上回った。労働力需給差の解消には、若年層参入率の引き上げによる従事者数増加策、または織り込み済みの素材生産性向上の一層の加速が必要と計算され、伐採材積に対する利用率の向上も有効と考えられた。これらの推計結果は、様々な仮定を積み上げて得られた結果であることに留意が必要である。所要労働量に占める育林作業の割合は長期的に増大するが、省力型育林に移行後も年1%の省力化が継続するならば、育林の所要労働量は現状並みに収まると見込まれた。

キーワード：長期見通し、森林資源、林業労働力、木材需給

1. はじめに

1.1 人口減少社会における林業の課題

周知のように、2008年をピークに減少に転じた国内人口は今後も減少が続くと予測されており、人口減少社会が到来している。15～64歳の生産年齢人口のピークは1995年であり、労働力人口は女性や高齢者の就業率上昇により2012年以降増加しているものの、少子高齢化の進行により、早晩の減少は避けられない見通しとなっている(労働政策研究・研修機構(2016)のゼロ成長・労働参加現状シナリオでは、労働力人口は2014年6,587万人から2030年5,800万人へ減少と推計)。加えて、2010年代の緩やかな景気拡張の下で雇用情勢は改善し、各種産業で人手不足の報が日々伝えられている。

一方、国内林業は、戦後植林された人工林が伐採時期を迎え、木材生産の増加で活況を呈している。「木材需給表 平成29年」(林野庁企画課2018)によれば、国内の木材生産量は2002年の1,690万m³を底として増加に転じ、2016年には2,950万m³に達した。戦後に造林された人工林資源の充実を基盤として、合板工場や大規模製材工場の丸太需要や、最近では木質バイオマス需要の急増が旺盛な国産材需要を牽引している。しかし、その将来については、製材需要の太宗を占める住宅建築が世帯数減少見込みに沿って減少すると予

測されており、国産材需要の先行きは定かではない。また、伐採後の再生林は、人手不足やシカ食害、林業経営意欲の減退により低位に留まっているとの懸念が高まっており、森林資源の将来にも影を落としている。

当面の増大する国産材需要に国内林業が応えることは、先人が造成してきた森林資源を十分に活用し、木材利用を社会に定着させ、また木材の炭素固定機能や化石燃料代替により地球温暖化対策に資する好機と捉えられる。そこで、将来の労働力縮小が必至の情勢の下で、応えるべき国産材需要量と森林資源から産出される木材供給量、伐出・育林に必要な労働量と供給される林業労働力の見通しを得て、また労働力が不足する場合にはその対策の方向性を探ることが、持続的な国内林業を展望するための課題と考えられる。

1.2 近年の森林・林業に関する長期見通し研究

林業を成立させる物的要素は、森林資源と林業労働力、そして伐出された木材に対する需要の3つと考えられる。森林資源造成には長期間を要することから、将来の資源状態と木材供給量および木材需要を見据えつつ、計画的な造成が求められる。また、過去の人口動態に決定づけられる将来の人口や労働力供給を見通して、林業労働力を確保していくことが必要となる。

戦後の木材需要逼迫期には、増大する需要の先行き

と過伐で疲弊した森林からの木材供給の可能性が重大な関心事であり、林野庁から木材需給の長期見通しが発表され（林野庁 1956）、その需要予測については計量的な方法論が提示された（穴戸 1957）。1966年には林業基本法に基づき「重要な林産物の需要及び供給に関する長期の見通し」が策定され、以降も数度の改定が公表されてきた（森林計画研究会 1981, 森林計画研究会 1987, 森林基本計画研究会 1997）。これらは木材需給が対象であったが、2001年森林・林業基本法にあわせて示された「望ましい林業構造の方向」では林業労働力の見通しが参考として示されている（森林・林業基本政策研究会 2002）。

研究としては、2000年代半ば以降、労働力需給に焦点を当て国内林業を統合的にモデル化した将来見通しが登場してきた。野田（2006, 2012）は、システムダイナミクスを用いて森林・育林・伐出・収益分配の各サブセクターから成る林業セクターモデルを構築し、想定される木材需要に対して供給が行われる場合の必要労働力など林業の長期動態をシミュレーションした。植村（2010）は労働力需給に絞った研究であるが、コーホート要因法・変化率法による林業労働者数と、森林資源の樹種・齢級構成に応じた森林管理労働の必要量を推計し、両者のギャップから将来の持続的林業経営の可能性を論じた。植村ら（2010）では同様の手法で国内全体の労働力需給ギャップを推計している。中島ら（2018）は、2011年の「森林・林業基本計画」変更に際して示された「将来（50年後、100年後）における齢級構成の推計」（林野庁 2011）の実現可能性評価を目的に、齢級別伐採面積を決定変数とする数理計画問題を定式化し、伐出材積・労働量・苗木本数を制約とする100年後までの超長期シミュレーションを行った。

これらの先行研究はそれぞれ課題設定も推計手法も異なるが、共通する特徴を3つ挙げると、まず2000年代に入り現実的課題となってきた人口や労働力の長期的減少見通しを前提として、必要となる林業労働力を如何に確保するかが大きな関心事に据えられている。2つめとして、人工林管理に必要な労働力と木材供給量は、人工林齢級構成に基づき推計されている。これは、人工林は生育段階に応じた作業が必要なこと、および国内人工林の偏った齢級別面積構成が林業作業や木材供給の推移に大きく影響してきたことを顧みれば、森林資源構成に基づく算定は必然といえよう。3つめとして、木材需給と労働力需給に関し、推計内部で需給均衡解を得るのではなく、需要と供給がそれぞれ推計ないし外部から与えられる形となっている。野田（2012）は木材需要について、別途推計された需要を用いている。労働力については、別途推計された作業数とモデル内で計算される必要労働力（人日）の間を一人当たり稼働日数がないで調節する仕組みとなっている。この点を、明示的に労働力需給差が議論でき

ないと指摘した植村（2010）は、労働力の需要と供給をそれぞれ推計する方法を取っている。中島ら（2018）では、計算される伐出材積や必要労働量に対して別途設定した制約を課している。これら研究では、需要と供給の一方を与える、またはそれぞれを推計することで、設定した課題の答を得ている。

1.3 本稿の方法と構成

本稿では、先行研究の問題関心と方法論を引き継いで、国内林業をモデル化し、制約が厳しくなると予想される林業労働力需給に焦点を当て、将来推計を行う。

森林資源構成に応じた木材供給と人工林管理が行われると想定し、外生的に想定する国産材需要に見合う木材供給が行われる場合の所要労働量を推計して、やはり外生的に推計された林業労働力供給との差を把握する。これにより、労働力需給差を明示的に把握し、その解消の方向性を検討する。以下、本稿の構成を述べれば、まず2章では林業労働力の供給について将来推計する。3章では2030年までの国産材需要を想定する。4章では、森林資源構成に基づく木材供給量推計に必要な植伐関連データの算出を諸統計を用いて試み、また所要労働量を設定する。これらを用いて5章では、2015年を起点として2030年までの所要労働量と木材供給量の将来推計を行う。まず2010～14年を現状としてその状況が「なりゆき」で推移した場合を推計し、木材供給量と国産材需要量、労働力供給量と所要労働量の差を観察する。次に、国産材需要を充たす木材供給が行われる場合を推計し、労働力不足を解消する方策を検討する。また、木材需要を除いて2050年まで延長推計した場合の植伐や所要労働量の動向を観察する。6章は全体のまとめである。

なお、動向分析や推計に用いるデータは、誰でも入手可能な公表統計等をなるべく用いることとし、計算は汎用的な表計算ソフト（Excel）上で行った。

2. 林業従事者数の将来推計

2.1 本章の構成

本章では、林業労働力供給の将来推計を行う。まず、先行研究を簡単にレビューし、推計手法の留意点を検討する。次に、近年の林業労働力の動向について、「国勢調査」の結果を用い、コーホート（ここでは、同期間に出生した集団）¹⁾の観察により分析する。そして、コーホート変化率法²⁾に基づき、2050年までの林業従事者数の推計を行う。

2.2 林業労働力将来推計の先行研究

森林管理の担い手問題は1960年代後半から1970年代前半以降指摘され、労働力の供給・需要それぞれの面から議論が行われてきた（植村 2010）。本章で対象

とする林業労働力の供給面、すなわち林業で働く者の人数の動向分析と将来推計については、「国勢調査」の林業就業者あるいは林業従事者を用い、コーホート変化に着目した一連の研究が行われてきた(田中 1981, 永田・寺下 1991, 寺下・永田 1994, 田村ら 1998, 1999, 田中 2006, 早尻 2009, 植村 2010, 植村ら 2010, 田中・都築 2012 など)。将来推計手法にはコーホート変化率法が多く用いられ、植村(2010)はコーホート要因法による推計も行って両者を比較検討している。田中(2006)、早尻(2009)では、労働者数の維持に必要な参入数の推計も行われている。

将来推計ではないが、林ら(2017)は林業従事者数の変化要因の分析を目的として、Intrinsic Estimator によるコーホート分析法を用いて従事者数変化を年齢・時代・コーホートの3効果に分解し、年齢効果が相対的に大きいことを見出して、先行研究におけるコーホート変化率不変の仮定を補強する結果と述べている。

本稿でも先行研究にならってコーホート変化率を用いて将来推計を行うこととするが、手法適用および用いる統計値について、これまでに留意すべき点が示されてきたので、確認しておく。まず、この手法では年齢(または年齢階級)別のコーホート変化率(同一コーホートの時点間の増減)が将来も変わらないとして推計するため、コーホート変化率を算出する期間により推計結果が大きく変わってしまう。そこで先行研究の多くでは、最新の状況として直近の変化率を用いると

ともに、他の期間のコーホート変化率やその平均を用いて推計結果を比較するなどの方法が取られている。

コーホート変化率は、新規参入(労働者であれば15~19歳の年齢階級)の場合は定義できないため、新規参入数については仮定を置くことになる。また、コーホート変化が減少の場合は変化率がそのまま林業からの退出を表わすが、増加の場合は林業以外からの参入となる。寺下・永田(1994)や田村ら(1998, 1999)では、参入元となる林業就業者以外の者の数はそれほど変化がなく、そこから一定割合で林業に参入するとの仮定に基づき、コーホート増加数を一定として推計した。田中(2006)は、将来の人口減少の影響を見るため、15~19歳の参入者数については前期参入者数に人口変動率を乗じて求めている。植村(2010)の20~24歳(新規参入と想定)の林業労働者の人口比維持の仮定も、実質的に同じである。

林業労働者数としては、研究目的に応じて産業分類「林業」の就業者あるいは職業分類による「林業従事者」(2005年まで「林業作業員」)が用いられてきたが、一連の研究の過程でこれらの相違や統計把握上の問題点が認識されてきた(例えば、林・永田(2012)の総括的検討を参照)。産業大分類・職業大分類による就業者数については国勢調査の「基本集計」で悉皆の値が得られるが(Table 1の表中 a~c)、中・小分類は「抽出詳細集計」でしか得られず、職業中分類である「林業従事者」数(Table 1の表中 d~g)には推計誤差が含まれ

Table 1. 林業就業者・従事者数とその職業・産業別内訳の推移

| (単位：人) | | | | | | | | | | |
|---------------------|---------|---------|--------|---------------------|---------|--------|--------|----------------|-------------|-----------|
| 産業としての林業就業者数と職業分類内訳 | | | | 職業としての林業従事者数と産業分類内訳 | | | | 林業従事者数の職業小分類内訳 | | |
| 職業大分類 | 計 | 農林漁業従事者 | その他 | | | | | | | |
| 職業中分類 | | | | 林業従事者 | | | | 林業従事者 | | |
| 職業小分類 | | | | | | | | 育林従事者 | 伐木・造材・集材従事者 | その他の林業従事者 |
| 産業大分類 | 林業 | 林業 | 林業 | 計 | 林業 | 協同組合 | その他 | 計 | 計 | 計 |
| | (a) | (b) | (c) | (d) | (e) | (f) | (g) | | | |
| 1980年 | 165,498 | 113,992 | 51,506 | 146,321 | 113,454 | 20,212 | 12,655 | 75,363 | 62,220 | 8,738 |
| 1985年 | 139,862 | 96,381 | 43,481 | 126,343 | 94,358 | 22,563 | 9,422 | 74,259 | 46,113 | 5,971 |
| 1990年 | 107,500 | 73,337 | 34,163 | 100,497 | 73,469 | 20,171 | 6,857 | 58,423 | 36,486 | 5,588 |
| 1995年 | 85,824 | 58,754 | 27,070 | 81,564 | 58,192 | 17,665 | 5,707 | 48,956 | 27,428 | 5,180 |
| 2000年 | 67,153 | 46,868 | 20,285 | 67,558 | 45,055 | 17,996 | 4,507 | 41,915 | 20,614 | 5,029 |
| 2005年 | 46,618 | 33,237 | 13,381 | 52,173 | 33,858 | 14,745 | 3,570 | 28,999 | 18,669 | 4,505 |
| 2010年 | 68,553 | 47,529 | 21,024 | 51,200 | 47,760 | 260 | 3,180 | 27,410 | 18,860 | 4,930 |
| 2015年 | 63,663 | 40,977 | 22,686 | 45,440 | 42,190 | 140 | 3,100 | 19,400 | 20,910 | 5,130 |

(表中の職業大・中分類と産業大分類の関係)

| 産業大分類 | 職業大分類 | | | 職業中分類 | |
|-------|-------|---------|-----|-------|-----|
| | 計 | 農林漁業従事者 | その他 | 林業従事者 | その他 |
| 計 | | | | d | |
| 林業 | a | b | c | e | |
| 協同組合 | | | | f | |
| その他 | | | | g | |

(資料) 「国勢調査」各年(a~cは「基本集計」による悉皆値、d~gは「抽出詳細集計」による推計値)

る。また、2005年までの産業分類では、森林組合の多くは「林業」ではなく「協同組合」に分類されていたと見られ、「林業」就業者（Table 1の表中a～c、およびe）を観察するだけでは森林組合の雇用者がカバーされなかった。2010年以降は「協同組合」の分類基準変更により、森林組合のほとんどが「林業」に分類されていると見られるが、一方で「林業」就業者数の連続性は失われたことになる。2005年までの国勢調査結果を用いて林業の作業を行う者の地域別推計を行った田中（2006）は、推計誤差回避のためとして産業大分類「林業」のうち職業大分類「農林漁業従事者」の者（Table 1の表中b）を対象を限定しているが、この方法を2010年以降にまたがって適用はできないことになる。

「国勢調査」の調査方法に関わる問題としては、9月末1週間の就業状態を調査しているため季節的雇用や副業的就業が捉えられない（寺下・永田 1994）、県などが行う独自の林業労働力調査結果との相違が観察される（田中・都築 2012）といった点が指摘されている。ただ、調査対象は調査目的に応じて定義されるものであり、現実的林業で働く者とずれが生じるのはやむを得ないであろう。国勢調査の結果は、あくまでその定義により全国を统一的に調査した結果と捉えられる。

本稿では、以上の先行研究の成果および留意点を踏まえ、最新の2015年国勢調査の結果を加えて、コーホート変化率法を用いて林業労働力の将来推計を行う。

なお、人手不足が深刻とされる建設業についても、コーホート変化率法を用いた就業者数や技術者数の将来推計が行われている（建設経済研究所 2008, 2013, 2018, 植村 2012, 大和 2014）。日本建設業連合会（2015）は、コーホート変化率法による推計ではないが、将来想定される建設市場規模に必要な建設技能労働者数に対して、年齢別の離職動向を踏まえて新規入職者数確保の目標を掲げている。

2.3 林業従事者数のコーホート別動向

林業労働力の統計値としては、林業作業の現場で働く者の動向を捉えるため、1980～2015年の国勢調査の職業中分類「林業従事者」（Table 1の表中d）を用いた。これは推計誤差を含むものの、1980年以降連続して値が得られ、最も現実的な選択肢と思われる。

全国の林業従事者の総数は、1980年14.6万人から2005年5.2万人まで調査回ごとに1～2割減少し、2010年には5.1万人（1.8%減）と下げ止まったが、2015年には4.5万人と再び11%の減少となった（Fig.1、Table 1）。

以下では、コーホート別の林業従事者数の動向を見るため、15歳以上の5歳ごとの年齢階級別従事者数を用い、75歳以上は一括した。

コーホート変化数（当期の年齢階級別従事者数と前期の1つ下の年齢階級別従事者数の差。ただし15～19歳は従事者数）を年齢階級別に見ると（Fig. 2、

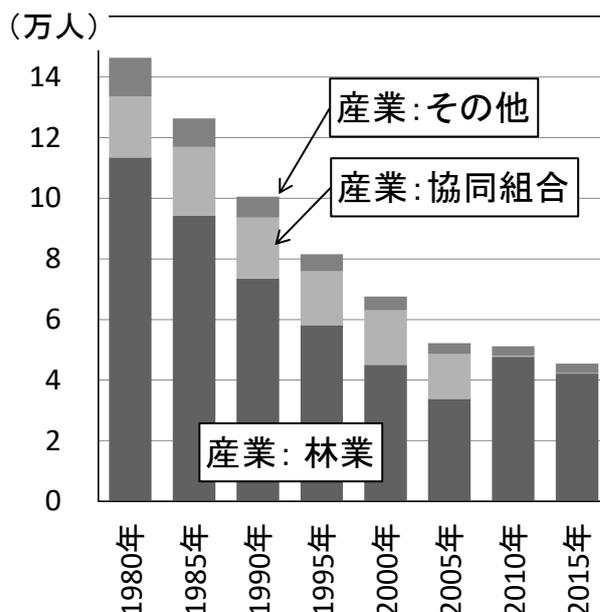


Fig. 1. 林業従事者数の推移と産業別内訳
（資料）国勢調査抽出詳細集計各年

Table 2)、40～44歳以下では各回ほぼプラス、60～64歳以上ではマイナスとなっており、その中間の45～59歳では1995年までのマイナスが2000年代にはプラスに転じていたが、2010→15年にはマイナスとなった。また、2005→10年には25～29歳から55～59歳の各階級でプラスが突出していることが見てとれる。

これをコーホート変化率で見ると、期間ごとの振幅が大きい（Fig. 3、Table 2）。近年では、2000→05年にやや低下した後、2005→10年には55～59歳以下の年齢階級で高いコーホート増加率を記録したが、2010→15年には一転して低下した。年齢階級別には、20～24歳、25～29歳、30～34歳でとりわけ振幅が大きい（1990年の値の対1985年比を100とし、以降の5年ごとの変化比（1995年/90年、2000年/95年、...）をこれに対する指数として表わして経年変動を見た場合、20～24歳の指数の最大は197、25～29歳では191、30～34歳では182となるのに対し、他の年齢階級の最大は130程度。Table 2の4段目を参照）。

2005→10年の期間には、国内経済は世界同時不況の影響で深刻な景気後退に見舞われ、一方で林業労働対策では「緑の雇用」第2期対策事業が展開し、その研修生の定着率が第1期（2003～05年度）に比べて25ポイント程度上昇した県もあった（三木 2015）。2010→15年には東日本大震災の影響はあったものの緩やかな景気回復局面が続き、有効求人倍率は一貫して上昇して2013年には1を上回り人手不足が顕在化した。こうした経済・雇用情勢の変動や「緑の雇用」を始めとする林業労働対策の進展が、コーホート変化率の振幅の背景として考えられる。

Table 2. 年齢階級別林業従事者数(全国)の推移とコーホート変化

(単位:人、%)

| 年 | 総数 (15歳以上) | 15~19 | 20~24 | 25~29 | 30~34 | 35~39 | 40~44 | 45~49 | 50~54 | 55~59 | 60~64 | 65~69 | 70~74 | 75歳以上 | 平均年齢 (歳) |
|--|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------------|
| 年齢階級別従事者数 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1980 | 146,322 | 713 | 2,471 | 4,308 | 6,905 | 9,750 | 18,195 | 28,415 | 28,836 | 21,234 | 13,076 | 7,322 | 3,433 | 1,664 | 49.6 |
| 1985 | 126,343 | 458 | 2,037 | 3,284 | 4,769 | 7,107 | 9,697 | 17,807 | 26,840 | 25,840 | 15,866 | 7,508 | 3,479 | 1,651 | 51.7 |
| 1990 | 100,497 | 272 | 1,115 | 2,129 | 2,823 | 4,707 | 7,062 | 9,012 | 16,600 | 24,738 | 18,262 | 9,235 | 3,138 | 1,404 | 54.0 |
| 1995 | 81,564 | 420 | 1,321 | 1,751 | 2,400 | 3,186 | 4,953 | 7,018 | 8,646 | 15,322 | 17,611 | 12,234 | 4,802 | 1,900 | 55.7 |
| 2000 | 67,558 | 447 | 1,742 | 2,273 | 2,451 | 2,800 | 3,629 | 5,647 | 7,702 | 9,299 | 11,544 | 11,894 | 5,885 | 2,245 | 55.5 |
| 2005 | 52,173 | 379 | 1,582 | 2,403 | 2,755 | 2,836 | 3,250 | 4,202 | 5,739 | 7,974 | 7,027 | 7,224 | 4,608 | 2,194 | 53.8 |
| 2010 | 51,210 | 430 | 1,820 | 3,160 | 3,760 | 3,650 | 3,750 | 4,150 | 5,340 | 6,940 | 7,540 | 4,680 | 3,640 | 2,350 | 51.5 |
| 2015 | 45,430 | 320 | 1,530 | 2,390 | 3,530 | 4,020 | 4,070 | 3,470 | 3,780 | 4,930 | 6,120 | 5,430 | 3,170 | 2,670 | 51.8 |
| コーホート変化数:(当期の年齢階級別従事者数)-(前期の1つ下の年齢階級別従事者数) | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1980→85 | -19,979 | 458 | 1,324 | 813 | 461 | 202 | -53 | -388 | -1,575 | -2,996 | -5,368 | -5,568 | -3,843 | -3,446 | 3,056 |
| 1985→90 | -25,846 | 272 | 657 | 92 | -461 | -62 | -45 | -685 | -1,207 | -2,102 | -7,578 | -6,631 | -4,370 | -3,726 | 560 |
| 1990→95 | -18,933 | 420 | 1,049 | 636 | 271 | 363 | 246 | -44 | -366 | -1,278 | -7,127 | -6,028 | -4,433 | -2,642 | 2,376 |
| 1995→00 | -14,006 | 447 | 1,322 | 952 | 700 | 400 | 443 | 694 | 684 | 653 | -3,778 | -5,717 | -6,349 | -4,457 | 3,421 |
| 2000→05 | -15,385 | 379 | 1,135 | 661 | 482 | 385 | 450 | 573 | 92 | 272 | -2,272 | -4,320 | -7,286 | -5,936 | 2,657 |
| 2005→10 | -963 | 430 | 1,441 | 1,578 | 1,357 | 895 | 914 | 900 | 1,138 | 1,201 | -434 | -2,347 | -3,584 | -4,452 | 4,806 |
| 2010→15 | -5,780 | 320 | 1,100 | 570 | 370 | 260 | 420 | -280 | -370 | -410 | -820 | -2,110 | -1,510 | -3,320 | 2,360 |
| コーホート変化率:(従事者のコーホート変化数)÷(前期の1つ下の年齢階級別従事者数) | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1980→85 | -13.7% | 185.7% | 32.9% | 10.7% | 2.9% | -0.5% | -2.1% | -5.5% | -10.4% | -25.3% | -42.6% | -52.5% | -67.6% | | |
| 1985→90 | -20.5% | 143.4% | 4.5% | -14.0% | -1.3% | -0.6% | -7.1% | -6.8% | -7.8% | -29.3% | -41.8% | -58.2% | -72.6% | | |
| 1990→95 | -18.8% | 385.7% | 57.0% | 12.7% | 12.9% | 5.2% | -0.6% | -4.1% | -7.7% | -28.8% | -33.0% | -48.0% | -58.2% | | |
| 1995→00 | -17.2% | 314.8% | 72.1% | 40.0% | 16.7% | 13.9% | 14.0% | 9.7% | 7.6% | -24.7% | -32.5% | -51.9% | -66.5% | | |
| 2000→05 | -22.8% | 253.9% | 37.9% | 21.2% | 15.7% | 16.1% | 15.8% | 1.6% | 3.5% | -24.4% | -37.4% | -61.3% | -73.0% | | |
| 2005→10 | -1.8% | 380.2% | 99.7% | 56.5% | 32.5% | 32.2% | 27.7% | 27.1% | 20.9% | -5.4% | -33.4% | -49.6% | -65.5% | | |
| 2010→15 | -11.3% | 255.8% | 31.3% | 11.7% | 6.9% | 11.5% | -7.5% | -8.9% | -7.7% | -11.8% | -28.0% | -32.3% | -55.4% | | |
| コーホート変化率の経年変動(1985→90年の変化率=100) | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1980→85 | 109 | 117 | 127 | 129 | 104 | 100 | 105 | 101 | 97 | 106 | 99 | 114 | 118 | | |
| 1985→90 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | | |
| 1990→95 | 102 | 199 | 150 | 131 | 114 | 106 | 107 | 103 | 100 | 101 | 115 | 124 | 153 | | |
| 1995→00 | 104 | 170 | 165 | 163 | 118 | 115 | 123 | 118 | 117 | 107 | 116 | 115 | 122 | | |
| 2000→05 | 97 | 145 | 132 | 141 | 117 | 117 | 125 | 109 | 112 | 107 | 108 | 93 | 99 | | |
| 2005→10 | 123 | 197 | 191 | 182 | 134 | 133 | 137 | 136 | 131 | 134 | 114 | 121 | 126 | | |
| 2010→15 | 112 | 146 | 126 | 130 | 108 | 112 | 100 | 98 | 100 | 125 | 124 | 162 | 163 | | |
| 対当人口比:(当期の従事者数)÷(当期の人口) | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1980 | 0.163% | 0.009% | 0.031% | 0.048% | 0.064% | 0.106% | 0.218% | 0.351% | 0.400% | 0.378% | 0.293% | 0.185% | 0.113% | 0.045% | |
| 1985 | 0.133% | 0.005% | 0.025% | 0.042% | 0.053% | 0.066% | 0.106% | 0.216% | 0.338% | 0.369% | 0.293% | 0.179% | 0.098% | 0.035% | |
| 1990 | 0.099% | 0.003% | 0.013% | 0.026% | 0.036% | 0.052% | 0.066% | 0.100% | 0.205% | 0.319% | 0.270% | 0.180% | 0.082% | 0.023% | |
| 1995 | 0.077% | 0.005% | 0.013% | 0.020% | 0.030% | 0.041% | 0.055% | 0.066% | 0.097% | 0.192% | 0.235% | 0.191% | 0.102% | 0.026% | |
| 2000 | 0.062% | 0.006% | 0.021% | 0.023% | 0.028% | 0.034% | 0.046% | 0.063% | 0.074% | 0.106% | 0.149% | 0.167% | 0.100% | 0.025% | |
| 2005 | 0.047% | 0.006% | 0.021% | 0.029% | 0.028% | 0.032% | 0.040% | 0.054% | 0.065% | 0.077% | 0.082% | 0.097% | 0.069% | 0.019% | |
| 2010 | 0.046% | 0.007% | 0.028% | 0.043% | 0.045% | 0.037% | 0.043% | 0.051% | 0.069% | 0.079% | 0.075% | 0.057% | 0.052% | 0.017% | |
| 2015 | 0.041% | 0.005% | 0.025% | 0.037% | 0.048% | 0.048% | 0.041% | 0.040% | 0.047% | 0.065% | 0.072% | 0.056% | 0.041% | 0.016% | |
| コーホート変化数の対前期人口コーホート比:(従事者のコーホート変化数)÷(前期の1つ下の年齢階級別人口)(プラス値のみ表示) | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1980→85 | | 0.016% | 0.010% | 0.005% | 0.002% | | | | | | | | | | |
| 1985→90 | | 0.007% | 0.001% | | | | | | | | | | | | |
| 1990→95 | | 0.010% | 0.007% | 0.003% | 0.005% | 0.003% | | | | | | | | | |
| 1995→00 | | 0.015% | 0.010% | 0.008% | 0.005% | 0.006% | 0.008% | 0.006% | 0.007% | | | | | | |
| 2000→05 | | 0.015% | 0.008% | 0.005% | 0.004% | 0.006% | 0.007% | 0.001% | 0.003% | | | | | | |
| 2005→10 | | 0.022% | 0.021% | 0.016% | 0.009% | 0.010% | 0.011% | 0.015% | 0.014% | | | | | | |
| 2010→15 | | 0.018% | 0.009% | 0.005% | 0.003% | 0.004% | | | | | | | | | |

(資料)「国勢調査」各年

- (注)・従事者数の「総数」は、年齢階級別従事者数の合計であり、統計における総数とはわずかに相違する年がある。
- ・従事者のコーホート変化数・変化率・経年変動の「総数」は、従事者総数についての計算値。
- ・平均年齢は、年齢階級の中央値(17歳、22歳、...)で算出した。また、年齢階級75歳以上には77歳をあてたので、元の国勢調査の年齢階級(75~79歳・80~84歳・85歳以上)で算出される平均年齢よりやや小さい値となる。

2.4 コーホート変化率法を用いた将来推計の方法

林業従事者数の変化のコーホートによる観察を踏まえ、従事者数の2050年までの将来推計をコーホート変化率法により行った。植村(2010)は、一自治体について林業就業者数の自然増(新規参入)・減(高齢化や死亡による退出)と社会増(転入)・減(転出)を設定

してコーホート要因法による将来推計を行っているが、こうしたデータの調製は容易でないとわれ、他の先行研究にならってコーホート変化率法を用いることとした。コーホート変化率は、自然増減・社会増減をひくくめた純変化を見ていることになる。

コーホート変化率法は、各年齢階級のコーホート変

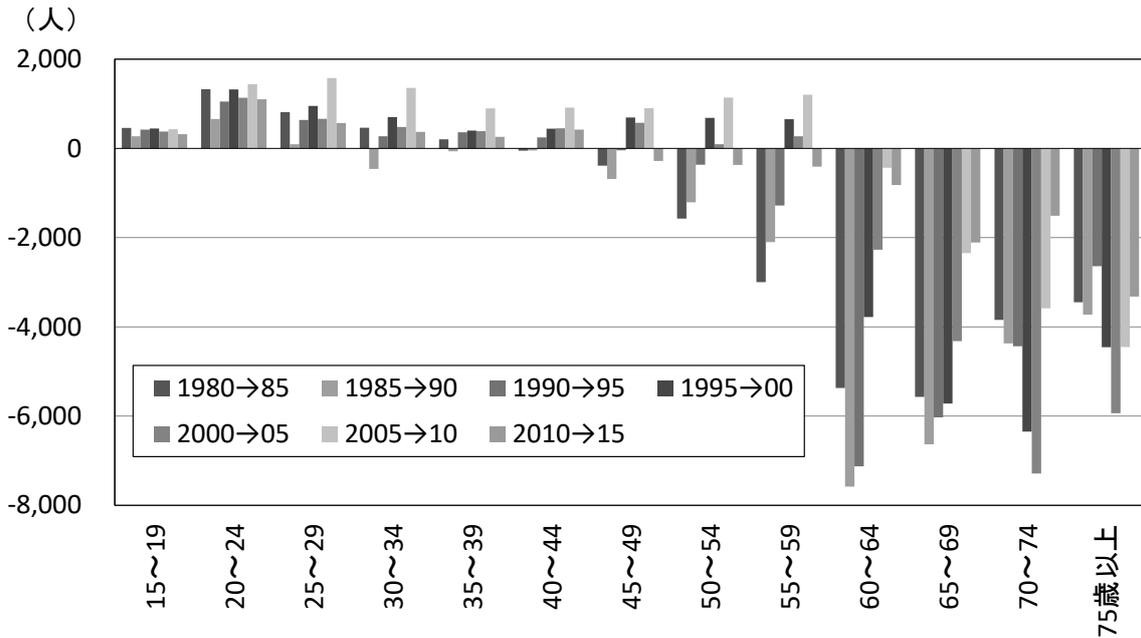


Fig. 2. 林業従事者数のコーホート変化数
(資料) Fig. 1 に同じ

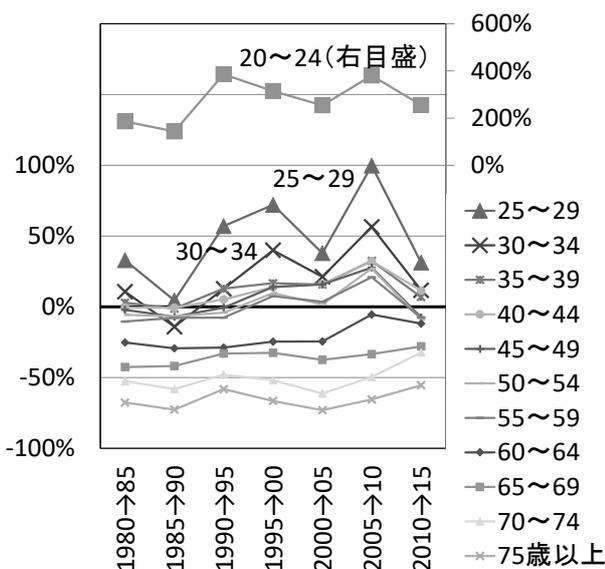


Fig. 3. 林業従事者数のコーホート変化率
(資料) Fig. 1 に同じ

化率が将来も継続すると仮定し、「前期のコーホート従事者数×コーホート変化率」で当期従事者数を推計するものである。ただ、2.2で挙げた留意点を踏まえ、以下の2点を変更した。

コーホート変化率がマイナスの場合は林業従事者の一部が退出したことになるが、プラスの場合には林業従事者以外からの参入が従事者を増やしたことになる。そこで、コーホート変化率がプラスの場合は「コーホート変化数の対前期人口比×前期コーホート人口」により推計した。

15～19歳の従事者数は全て新規参入であり、先行研究でも諸々の仮定を置いている。また20～24歳についても、従事者数は15～19歳の数倍に上ることから、大半は新規参入と見られる。そこで、この二つの年齢階級については人口のうち一定の割合が林業従事者になると想定し、「従事者数の対当期人口比×当期コーホート人口」で推計した(田中(2006)、植村(2010)と実質的に同じ方法になる)³⁾。

(以上の「コーホート変化率」、「コーホート変化数の対前期人口比」、「従事者数の対当期人口比」を合わせて、以下では「変化パラメーター」と呼ぶ。)

過去の従事者数のデータは、「国勢調査」の年齢階級別林業従事者数(75歳以上は一括した)、および年齢階級別人口(年齢不詳人口は、年齢別人口構成比に応じて按分した)を用いた。将来の年齢階級別人口は、「日本の将来推計人口(平成29年推計)」(国立社会保障・人口問題研究所2017)の「出生中位(死亡中位)推計」を用いた。この推計による15歳以上人口は、2015年の111百万人から2030年106百万人(2015年比4.6%減)、2050年91百万人(同17.9%減)と減少してゆく。

推計は、複数のケースを想定して行った。ベースケースとしては、直近の2010→15年の変化パラメーターを用いた。および、林業従事者確保策として、コーホート変化率の変動が大きい34歳以下の若年層に対して参入促進が図られることを想定し、その変化パラメーターを1.5倍、2倍、2.5倍にしたケースを推計した。

また、コーホート変化率法では、用いる変化率が将来推計結果を大きく左右する。そこで、2000→05年

の変化パラメーターを用いたケース、2005 → 10 年の変化パラメーターを用いたケースも推計して、ベースケースと比較した。

以上の林業従事者数推計の方法を、あらためて数式で整理すると次のようになる。

P を人口、W を林業従事者数、a を年齢階級（15 ～ 19 歳、…、70 ～ 74 歳、75 歳以上）、t を年（5 年おき）とすると、

25 ～ 29 歳およびそれ以上の年齢階級については、

・ コーホート変化率：C1(a)
 $= W(a,t)/W(a-1,t-1)-1$ (a=25 ～ 29 歳、…、70 ～ 74 歳)

$W(a,t)/(W(a,t-1)+W(a-1,t-1))-1$ (a=75 歳以上)

・ コーホート変化数の対前期人口比：C2(a)
 $= (W(a,t)-W(a-1,t-1))/P(a-1,t-1)$ (a=25 ～ 29 歳、…、70 ～ 74 歳)

と表わされ、

・ t+1 年の従事者数：W(a,t+1) は、

コーホート変化率 C1(a) がマイナスの場合は

$W(a-1,t) \times (C1(a)+1)$ (a=25 ～ 29 歳、…、70 ～ 74 歳)

$(W(a,t)+W(a-1,t)) \times (C1(a)+1)$ (a=75 歳以上)

コーホート変化率 C1(a) が 0 またはプラスの場合は

$W(a-1,t) \times (C2(a)+1)$ a=25 ～ 29 歳、…、70 ～ 74 歳

で推計される。

15 ～ 19 歳、20 ～ 24 歳については、

・ 従事者数の対当期人口比：C3(a) = $W(a,t)/P(a,t)$

を用いて、t+1 年の従事者数：W(a,t+1) は、

$W(a,t+1) = P(a,t+1) \times C3(a)$

で推計される。

また、若年層変化パラメーターを α 倍（1.5 倍、2 倍、2.5 倍）とする場合の推計では、25 ～ 29 歳と 30 ～ 34 歳について、コーホート変化率 C1(a) がマイナスの場合は強制的にゼロとする方針とし（ただし本稿の推計ではこのケースは無い）、C1(a) が 0 またはプラスの場合は C2(a) を α 倍して用いた。15 ～ 19 歳と 20 ～ 24 歳については、C3(a) を α 倍して用いた。

2.5 林業従事者数の将来推計結果

想定した各ケースの林業従事者数の推計結果と平均年齢を Fig. 4、Fig. 5 に示す（各ケースで用いた変化パラメーターは Table 3 を参照）。ベースケースでは、2015 年の林業従事者数 4.5 万人が 2030 年には約 7 割の 3.2 万人に減少し、2050 年には 2.3 万人と半減する結果となった。平均年齢は 2015 年 51.8 歳から 2030 年 50.2 歳、2050 年 49.2 歳と低下は緩やかであり、年齢構成の若返りはわずかに留まる。対 15 歳以上人口比は 2015 年の 0.041% から 2030 年 0.030%、2050 年 0.026% と低下し、2015 年に比べると人口比は 3 分の 2 となる。

従事者確保策を想定したケースでは、若年層変化パラメーターを 1.5 倍とした場合、2030 年 3.6 万人、2050 年 3.0 万人と減少は若干緩和され、対 15 歳以上

人口比で見ると 2030 年 0.034% へ低下した後、2050 年は 0.033% と微減に留まる。若年層変化パラメーターが 2 倍の場合は、2030 年 3.9 万人、2050 年 3.7 万人となり、対 15 歳以上人口比は 2030 年 0.037%、2050 年 0.041% と現状に近い値が維持される。若年層変化パラメーターが 2.5 倍の場合、2030 年 4.3 万人、2050 年 4.4 万人と従事者数が維持され、この時の対 15 歳以上人口比は 0.040% から 0.049% へ上昇する。いずれの場合でも平均年齢は顕著に低下していくが、2040 年頃を境に上昇傾向に転じる。これは、当初は若年層が増加して平均年齢を引き下げるが、しだいに加齢していき、一方で若年層の従事者数増加は人口減少に伴ってしだいに減っていくためである。

他の期間の変化パラメーターとして、2000 → 05 年変化パラメーターを用いた場合は 2030 年 3.3 万人、2050 年 2.5 万人となり、ベースケースと大差ない。変化パラメーターがベースケースと類似しているためであるが、この時期も緩やかな景気回復期であった。一方、2005 → 10 年変化パラメーターを用いた場合は、2030 年 5.0 万人、2050 年 5.1 万人と現在の従事者数よりも増加する結果となった。これは、55 ～ 59 歳以下ほとんどの年齢階級の変化パラメーターが他の期間に比べて大幅に高いためであり、この飛び抜けて良好な状況が、当時の従事者数の下げ止まりとして現われたと理解される。と同時に、変化パラメーターを用いる期間を変えると推計結果が大きく変わり得るというコーホート変化率法の特徴が顕わになった形でもある。

以上のように、林業従事者数の直近の変化が今後も継続するならば、2030 年に 2015 年の 7 割となり、2050 年には半減という推計結果となった。将来の木材供給や育林に必要な従事者数については後の章で検討するが、従事者確保を図る場合の目標として、対人口比の維持、さらには従事者数の維持が考えられよう。今回の推計では、15 ～ 34 歳の若年層の変化パラメーターを直近の 2 倍に上げれば対人口比が維持され、2.5 倍に上げれば従事者数が維持される結果であった。これらのケースについて若年層のコーホート変化数の合計を見ると、ベースケースで 2 千人規模の増加であるのに対し、変化パラメーター 2 倍の場合は 4 ～ 5 千人規模、2.5 倍の場合は 5 ～ 6 千人規模の増加となる（Table 3）。2005 → 10 年には 4.8 千人であったから（Table 2）、対人口比維持を若年層増加のみで図るには、近年で最も従事者確保が図られたと見られる 2005 ～ 10 年当時の確保状況が継続される必要がある（ここに掲げた人数はあくまで 5 年ごとの国勢調査が把握する林業従事者数なので、現実の従事者増加数ではなく、過去の状況との対比として捉えるのが適切だろう⁴⁾）。コーホート変化数は実際には林業従事者への参入と退出の差であり、退出者はある程度いるだろうから、実際の参入数はコーホート変化数より多い値が必要ということになる。さ

Table 3. 年齢階級別林業従事者数(全国)の将来推計結果(2015年は統計値、2020年以降は推計値)

| | | (単位:人) | | | | | | | | | | | | | 総数の対人口比(%) | 平均年齢(歳) | 15~34歳のコーホート変化数の合計(人) |
|-------------------------------------|-----------|---------------|--------|--------|--------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|------------|---------|-----------------------|
| 年 | 総数(15歳以上) | 15~19 | 20~24 | 25~29 | 30~34 | 35~39 | 40~44 | 45~49 | 50~54 | 55~59 | 60~64 | 65~69 | 70~74 | 75歳以上 | | | |
| 2015 | 45,430 | 320 | 1,530 | 2,390 | 3,530 | 4,020 | 4,070 | 3,470 | 3,780 | 4,930 | 6,120 | 5,430 | 3,170 | 2,670 | 0.041% | 51.8 | |
| (1) ベースケース(2010→15年の変化パラメーターを用いた場合) | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2020 | 40,227 | 297 | 1,563 | 2,061 | 2,716 | 3,758 | 4,378 | 3,766 | 3,161 | 3,490 | 4,347 | 4,407 | 3,678 | 2,603 | 0.036% | 51.6 | 2,398 |
| 2025 | 35,603 | 282 | 1,460 | 2,105 | 2,372 | 2,919 | 4,072 | 4,051 | 3,430 | 2,918 | 3,077 | 3,131 | 2,985 | 2,800 | 0.033% | 51.0 | 2,298 |
| 2030 | 31,912 | 265 | 1,386 | 1,967 | 2,420 | 2,563 | 3,196 | 3,768 | 3,690 | 3,167 | 2,573 | 2,216 | 2,121 | 2,579 | 0.030% | 50.2 | 2,191 |
| 2035 | 29,166 | 252 | 1,307 | 1,868 | 2,261 | 2,614 | 2,826 | 2,958 | 3,432 | 3,407 | 2,793 | 1,853 | 1,501 | 2,095 | 0.028% | 49.7 | 2,069 |
| 2040 | 27,051 | 229 | 1,241 | 1,761 | 2,148 | 2,442 | 2,879 | 2,615 | 2,694 | 3,169 | 3,004 | 2,011 | 1,255 | 1,603 | 0.027% | 49.4 | 1,952 |
| 2045 | 25,184 | 220 | 1,130 | 1,671 | 2,025 | 2,320 | 2,691 | 2,664 | 2,382 | 2,487 | 2,794 | 2,164 | 1,362 | 1,274 | 0.026% | 49.3 | 1,815 |
| 2050 | 23,446 | 212 | 1,084 | 1,522 | 1,922 | 2,187 | 2,557 | 2,490 | 2,427 | 2,199 | 2,193 | 2,012 | 1,465 | 1,175 | 0.026% | 49.2 | 1,719 |
| 用いた変化パラメーター | 当期人口比 | コーホート変化数の対人口比 | | | | | コーホート変化率 | | | | | | | | | | |
| | 0.005% | 0.025% | 0.009% | 0.005% | 0.003% | 0.004% | -7.5% | -8.9% | -7.7% | -11.8% | -28.0% | -32.3% | -55.4% | | | | |
| (2) 若年層(15~34歳)の変化パラメーターを1.5倍にした場合 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2020 | 41,585 | 446 | 2,344 | 2,327 | 2,880 | 3,758 | 4,378 | 3,766 | 3,161 | 3,490 | 4,347 | 4,407 | 3,678 | 2,603 | 0.038% | 50.7 | 3,756 |
| 2025 | 38,111 | 423 | 2,190 | 3,158 | 2,793 | 3,082 | 4,072 | 4,051 | 3,430 | 2,918 | 3,077 | 3,131 | 2,985 | 2,800 | 0.035% | 49.4 | 3,447 |
| 2030 | 35,516 | 398 | 2,080 | 2,950 | 3,630 | 2,984 | 3,360 | 3,768 | 3,690 | 3,167 | 2,573 | 2,216 | 2,121 | 2,579 | 0.034% | 48.1 | 3,287 |
| 2035 | 33,792 | 377 | 1,960 | 2,802 | 3,392 | 3,824 | 3,247 | 3,109 | 3,432 | 3,407 | 2,793 | 1,853 | 1,501 | 2,095 | 0.033% | 47.3 | 3,104 |
| 2040 | 32,608 | 344 | 1,861 | 2,641 | 3,221 | 3,573 | 4,089 | 3,005 | 2,832 | 3,169 | 3,004 | 2,011 | 1,255 | 1,603 | 0.033% | 46.9 | 2,928 |
| 2045 | 31,513 | 330 | 1,694 | 2,507 | 3,037 | 3,394 | 3,822 | 3,784 | 2,737 | 2,614 | 2,794 | 2,164 | 1,362 | 1,274 | 0.033% | 46.9 | 2,723 |
| 2050 | 30,407 | 317 | 1,626 | 2,283 | 2,883 | 3,200 | 3,630 | 3,537 | 3,447 | 2,527 | 2,305 | 2,012 | 1,465 | 1,175 | 0.033% | 47.0 | 2,578 |
| 用いた変化パラメーター | 当期人口比 | コーホート変化数の対人口比 | | | | | コーホート変化率 | | | | | | | | | | |
| | 0.008% | 0.038% | 0.013% | 0.008% | 0.003% | 0.004% | -7.5% | -8.9% | -7.7% | -11.8% | -28.0% | -32.3% | -55.4% | | | | |
| (3) 若年層(15~34歳)の変化パラメーターを2倍にした場合 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2020 | 42,944 | 594 | 3,125 | 2,593 | 3,043 | 3,758 | 4,378 | 3,766 | 3,161 | 3,490 | 4,347 | 4,407 | 3,678 | 2,603 | 0.039% | 49.8 | 5,115 |
| 2025 | 40,619 | 564 | 2,920 | 4,211 | 3,214 | 3,245 | 4,072 | 4,051 | 3,430 | 2,918 | 3,077 | 3,131 | 2,985 | 2,800 | 0.037% | 48.0 | 4,596 |
| 2030 | 39,119 | 530 | 2,773 | 3,934 | 4,840 | 3,406 | 3,523 | 3,768 | 3,690 | 3,167 | 2,573 | 2,216 | 2,121 | 2,579 | 0.037% | 46.4 | 4,383 |
| 2035 | 38,417 | 503 | 2,614 | 3,736 | 4,522 | 5,034 | 3,668 | 3,260 | 3,432 | 3,407 | 2,793 | 1,853 | 1,501 | 2,095 | 0.037% | 45.4 | 4,138 |
| 2040 | 38,165 | 458 | 2,481 | 3,522 | 4,295 | 4,704 | 5,299 | 3,394 | 2,969 | 3,169 | 3,004 | 2,011 | 1,255 | 1,603 | 0.039% | 45.1 | 3,903 |
| 2045 | 37,842 | 440 | 2,259 | 3,343 | 4,050 | 4,467 | 4,952 | 4,904 | 3,092 | 2,741 | 2,794 | 2,164 | 1,362 | 1,274 | 0.040% | 45.2 | 3,630 |
| 2050 | 37,369 | 423 | 2,168 | 3,044 | 3,844 | 4,212 | 4,704 | 4,583 | 4,467 | 2,854 | 2,417 | 2,012 | 1,465 | 1,175 | 0.041% | 45.6 | 3,437 |
| 用いた変化パラメーター | 当期人口比 | コーホート変化数の対人口比 | | | | | コーホート変化率 | | | | | | | | | | |
| | 0.011% | 0.051% | 0.018% | 0.010% | 0.003% | 0.004% | -7.5% | -8.9% | -7.7% | -11.8% | -28.0% | -32.3% | -55.4% | | | | |
| (4) 若年層(15~34歳)の変化パラメーターを2.5倍にした場合 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2020 | 44,303 | 743 | 3,907 | 2,858 | 3,206 | 3,758 | 4,378 | 3,766 | 3,161 | 3,490 | 4,347 | 4,407 | 3,678 | 2,603 | 0.040% | 49.0 | 6,474 |
| 2025 | 43,127 | 705 | 3,650 | 5,263 | 3,635 | 3,408 | 4,072 | 4,051 | 3,430 | 2,918 | 3,077 | 3,131 | 2,985 | 2,800 | 0.040% | 46.7 | 5,745 |
| 2030 | 42,723 | 663 | 3,466 | 4,917 | 6,050 | 3,827 | 3,686 | 3,768 | 3,690 | 3,167 | 2,573 | 2,216 | 2,121 | 2,579 | 0.040% | 44.9 | 5,478 |
| 2035 | 43,043 | 629 | 3,267 | 4,670 | 5,653 | 6,243 | 4,089 | 3,411 | 3,432 | 3,407 | 2,793 | 1,853 | 1,501 | 2,095 | 0.042% | 44.0 | 5,173 |
| 2040 | 43,722 | 573 | 3,101 | 4,402 | 5,369 | 5,834 | 6,509 | 3,784 | 3,107 | 3,169 | 3,004 | 2,011 | 1,255 | 1,603 | 0.044% | 43.7 | 4,879 |
| 2045 | 44,171 | 549 | 2,824 | 4,178 | 5,062 | 5,541 | 6,083 | 6,023 | 3,447 | 2,868 | 2,794 | 2,164 | 1,362 | 1,274 | 0.046% | 44.1 | 4,538 |
| 2050 | 44,330 | 529 | 2,710 | 3,805 | 4,805 | 5,224 | 5,778 | 5,629 | 5,486 | 3,182 | 2,529 | 2,012 | 1,465 | 1,175 | 0.049% | 44.7 | 4,296 |
| 用いた変化パラメーター | 当期人口比 | コーホート変化数の対人口比 | | | | | コーホート変化率 | | | | | | | | | | |
| | 0.013% | 0.063% | 0.022% | 0.013% | 0.003% | 0.004% | -7.5% | -8.9% | -7.7% | -11.8% | -28.0% | -32.3% | -55.4% | | | | |
| (5) 2000→05年の変化パラメーターを用いた場合 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2020 | 38,272 | 325 | 1,322 | 2,003 | 2,709 | 3,853 | 4,486 | 4,792 | 3,560 | 3,989 | 3,725 | 3,830 | 2,104 | 1,576 | 0.035% | 49.8 | 2,118 |
| 2025 | 34,511 | 308 | 1,235 | 1,805 | 2,306 | 2,995 | 4,261 | 5,100 | 4,893 | 3,786 | 3,014 | 2,331 | 1,484 | 993 | 0.032% | 48.7 | 2,005 |
| 2030 | 32,643 | 290 | 1,173 | 1,686 | 2,112 | 2,577 | 3,356 | 4,800 | 5,186 | 5,145 | 2,861 | 1,886 | 903 | 668 | 0.031% | 48.7 | 1,913 |
| 2035 | 31,201 | 275 | 1,106 | 1,601 | 1,974 | 2,386 | 2,918 | 3,832 | 4,875 | 5,401 | 3,888 | 1,790 | 731 | 424 | 0.030% | 49.2 | 1,807 |
| 2040 | 29,497 | 250 | 1,050 | 1,510 | 1,875 | 2,230 | 2,732 | 3,369 | 3,899 | 5,063 | 4,081 | 2,433 | 694 | 312 | 0.030% | 49.7 | 1,702 |
| 2045 | 27,348 | 240 | 956 | 1,433 | 1,767 | 2,118 | 2,554 | 3,188 | 3,432 | 4,066 | 3,826 | 2,554 | 943 | 271 | 0.029% | 49.8 | 1,587 |
| 2050 | 25,161 | 231 | 917 | 1,305 | 1,678 | 1,997 | 2,426 | 2,981 | 3,252 | 3,590 | 3,072 | 2,394 | 989 | 328 | 0.028% | 49.7 | 1,502 |
| 用いた変化パラメーター | 当期人口比 | コーホート変化数の対人口比 | | | | | コーホート変化率 | | | | | | | | | | |
| | 0.006% | 0.021% | 0.008% | 0.005% | 0.004% | 0.006% | 0.007% | 0.001% | 0.003% | -24.4% | -37.4% | -61.3% | -73.0% | | | | |
| (6) 2005→10年の変化パラメーターを用いた場合 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2020 | 45,782 | 397 | 1,733 | 2,821 | 3,449 | 4,204 | 4,897 | 5,162 | 4,756 | 4,871 | 4,662 | 4,076 | 2,736 | 2,018 | 0.042% | 49.7 | 4,160 |
| 2025 | 47,664 | 377 | 1,619 | 3,052 | 3,829 | 4,046 | 4,973 | 5,827 | 6,598 | 5,936 | 4,606 | 3,105 | 2,054 | 1,642 | 0.044% | 48.9 | 3,925 |
| 2030 | 50,211 | 355 | 1,537 | 2,851 | 4,072 | 4,394 | 4,726 | 5,788 | 7,050 | 7,916 | 5,613 | 3,068 | 1,564 | 1,277 | 0.047% | 49.0 | 3,768 |
| 2035 | 52,210 | 336 | 1,449 | 2,707 | 3,805 | 4,644 | 5,037 | 5,447 | 6,860 | 8,173 | 7,486 | 3,738 | 1,546 | 982 | 0.051% | 49.7 | 3,556 |
| 2040 | 52,914 | 306 | 1,376 | 2,552 | 3,615 | 4,341 | 5,295 | 5,719 | 6,395 | 7,845 | 7,728 | 4,985 | 1,884 | 873 | 0.053% | 50.4 | 3,356 |
| 2045 | 52,349 | 294 | 1,253 | 2,423 | 3,408 | 4,124 | 4,950 | 5,985 | 6,617 | 7,267 | 7,418 | 5,147 | 2,512 | 952 | 0.055% | 50.9 | 3,143 |
| 2050 | 51,052 | 283 | 1,202 | 2,206 | 3,235 | 3,888 | 4,703 | 5,596 | 6,894 | 7,442 | 6,872 | 4,940 | 2,593 | 1,197 | 0.056% | 51.3 | 2,957 |
| 用いた変化パラメーター | 当期人口比 | コーホート変化数の対人口比 | | | | | コーホート変化率 | | | | | | | | | | |
| | 0.007% | 0.028% | 0.021% | 0.016% | 0.009% | 0.010% | 0.011% | 0.015% | 0.014% | -5.4% | -33.4% | -49.6% | -65.5% | | | | |

(資料) 「国勢調査平成27年」、「日本の将来推計人口(平成29年推計)」、筆者推計

(注) ・推計方法は本文を参照。

・平均年齢は、年齢階級の中央値(17歳、22歳、...)で算出した。また、年齢階級75歳以上には77歳をあてたので、元の国勢調査の年齢階級(75~79歳・80~84歳・85歳以上)で算出される平均年齢よりやや小さい値となる。

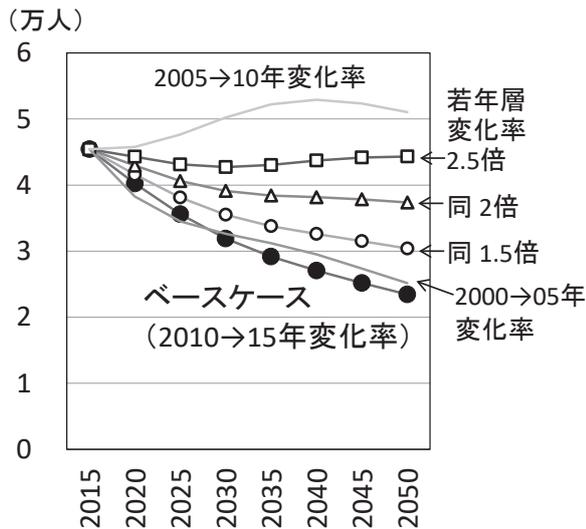


Fig. 4 林業従事者数(全国)の将来推計結果
(資料)「国勢調査」、「日本の将来推計人口(平成29年推計)」を用いて筆者推計

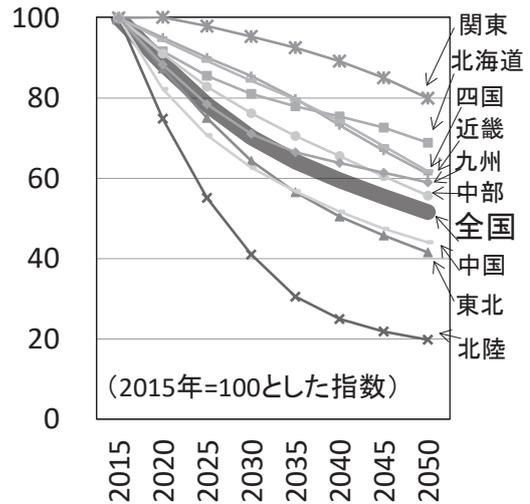


Fig. 6 林業従事者数の地域別将来推計結果(ベースケース)
(資料) Fig. 4 に同じ

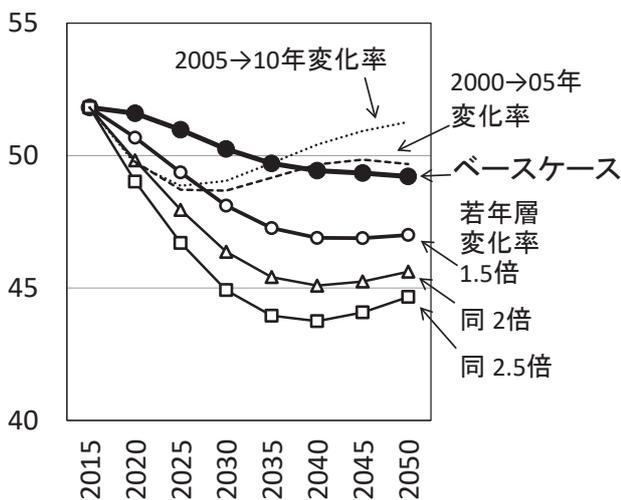


Fig. 5 林業従事者の平均年齢(歳)の将来推計結果
(資料) Fig. 4 に同じ

らに、従事者数の維持を目指すならばいっそう高い水準の参入が必要となり、言い換えれば人口減少の中であって職業としての林業従事者のシェアを高めていかなければならないことになる。

ところで、以上は全国を一つとした推計であったが、参考としてベースケースでの地域別⁵⁾推計結果を Fig. 6、Table 4 に示す。各地域の2015年従事者数を100とする指数で見ると⁶⁾、最も低下するのは北陸で、25歳以上の年齢階級のほとんどでコーホート変化率がマイナスのため、指数は2030年に41、2050年に20と極端に低下する結果となった(逆に、平均年齢は最も若くなる)。また、東北・中国も全国を下回って低下する。一方、関東の指数は2030年95、2050年80と9地域の中で最も低下が小さい。定年帰農を想起させる55～

64歳での増加など、年齢階級の多くでコーホート変化がプラス側であることが反映されている(そのかわり、平均年齢は上昇する)。次いで低下が小さいのは、北海道や四国となっている。

この地域別推計結果は、あくまで直近の変化パラメータを用いた場合であり、他の期間の変化パラメータを用いれば推計結果は大きく変わり得る。また、元の都道府県別の年齢階級別従事者数は10人程度の値も多く、地域で集計しても100人程度の場合が散見され、推計結果には相当の誤差が含まれる⁷⁾。ここでは、地域によっては全国の推計結果よりも厳しい従事者状況となり得ることを確認するにとどめる。

3. 将来の国産材需要量の想定

3.1 想定のお考えと本章の構成

本章では、2030年までの国産材需要量を想定するが、その考え方を簡単に述べておく。

木材需要の将来予測については、林野庁が「重要な林産物の需要及び供給に関する長期の見通し」や「森林・林業基本計画」の参考資料として包括的な長期見通しを示してきた(立花 2006)。近年の研究では、立花(2006)は丸太・製品市場の需給均衡モデルを構築し、立花・道中(2012)はGFPM(世界林産物モデル)によるシミュレーション結果を用いて日本の林産物需給の将来予測を行った。正木・松下(2015)は、少数の説明変数から成る木材需要モデルを作成して長期予測を行っている。

国内の木材需給は2000年代以降、国産材合板の生産増大や大規模国産材製材工場の出現、丸太輸入の減少と国産材回帰、紙の需要停滞といった、従来とは異なる変化が進行してきた。また、木質バイオマス発電等

Table 4. 林業従事者数の地域別将来推計結果（2015年まで統計値、2020年以降は推計値）

（単位：人）

| 年 | 全国 | 北海道 | 東北 | 北陸 | 関東 | 中部 | 近畿 | 中国 | 四国 | 九州 |
|------|---------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1980 | 146,322 | 16,363 | 27,867 | 6,449 | 8,124 | 22,303 | 15,357 | 14,442 | 12,023 | 23,374 |
| 1985 | 126,343 | 14,525 | 22,514 | 7,189 | 7,256 | 19,228 | 12,559 | 12,758 | 9,599 | 20,715 |
| 1990 | 100,497 | 10,273 | 19,022 | 5,405 | 5,868 | 14,464 | 9,743 | 10,776 | 8,241 | 16,705 |
| 1995 | 81,564 | 7,525 | 14,293 | 4,557 | 5,307 | 11,933 | 8,967 | 8,273 | 6,463 | 14,246 |
| 2000 | 67,558 | 5,978 | 12,168 | 4,194 | 4,654 | 9,612 | 6,705 | 7,241 | 5,194 | 11,812 |
| 2005 | 52,173 | 4,918 | 9,329 | 2,811 | 3,631 | 7,632 | 4,902 | 5,221 | 4,607 | 9,122 |
| 2010 | 51,210 | 4,850 | 9,490 | 2,990 | 3,320 | 7,310 | 4,000 | 5,110 | 4,310 | 9,730 |
| 2015 | 45,430 | 4,380 | 8,410 | 2,020 | 3,370 | 6,620 | 3,760 | 4,110 | 4,040 | 8,700 |
| 2020 | 40,227 | 4,014 | 7,346 | 1,512 | 3,375 | 6,031 | 3,575 | 3,381 | 3,817 | 7,690 |
| 2025 | 35,603 | 3,747 | 6,313 | 1,114 | 3,301 | 5,484 | 3,389 | 2,908 | 3,608 | 6,830 |
| 2030 | 31,912 | 3,551 | 5,414 | 829 | 3,213 | 5,045 | 3,215 | 2,576 | 3,407 | 6,183 |
| 2035 | 29,166 | 3,415 | 4,753 | 616 | 3,120 | 4,670 | 3,004 | 2,333 | 3,219 | 5,787 |
| 2040 | 27,051 | 3,304 | 4,246 | 504 | 3,007 | 4,340 | 2,755 | 2,125 | 3,001 | 5,552 |
| 2045 | 25,184 | 3,182 | 3,851 | 441 | 2,867 | 4,006 | 2,515 | 1,950 | 2,748 | 5,346 |
| 2050 | 23,446 | 3,018 | 3,494 | 400 | 2,696 | 3,688 | 2,297 | 1,810 | 2,496 | 5,134 |

（2015年を100とした指数）

| | | | | | | | | | | |
|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 2015 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2020 | 89 | 92 | 87 | 75 | 100 | 91 | 95 | 82 | 94 | 88 |
| 2025 | 78 | 86 | 75 | 55 | 98 | 83 | 90 | 71 | 89 | 79 |
| 2030 | 70 | 81 | 64 | 41 | 95 | 76 | 86 | 63 | 84 | 71 |
| 2035 | 64 | 78 | 57 | 31 | 93 | 71 | 80 | 57 | 80 | 67 |
| 2040 | 60 | 75 | 50 | 25 | 89 | 66 | 73 | 52 | 74 | 64 |
| 2045 | 55 | 73 | 46 | 22 | 85 | 61 | 67 | 47 | 68 | 61 |
| 2050 | 52 | 69 | 42 | 20 | 80 | 56 | 61 | 44 | 62 | 59 |

平均年齢（歳）

| | | | | | | | | | | |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 2015 | 51.8 | 50.8 | 53.1 | 50.6 | 52.4 | 50.5 | 51.1 | 49.9 | 54.7 | 51.9 |
| 2020 | 51.6 | 49.3 | 53.1 | 50.2 | 54.0 | 50.6 | 52.0 | 48.7 | 55.2 | 51.2 |
| 2025 | 51.0 | 48.2 | 52.5 | 49.2 | 54.9 | 50.5 | 52.7 | 47.4 | 55.7 | 49.9 |
| 2030 | 50.2 | 47.6 | 51.5 | 47.8 | 55.4 | 50.6 | 53.2 | 46.5 | 56.3 | 48.5 |
| 2035 | 49.7 | 47.8 | 50.6 | 45.8 | 55.8 | 50.7 | 53.5 | 45.9 | 57.0 | 47.6 |
| 2040 | 49.4 | 48.2 | 50.2 | 43.9 | 56.0 | 50.8 | 53.6 | 45.4 | 57.7 | 47.2 |
| 2045 | 49.3 | 48.9 | 50.2 | 43.0 | 56.3 | 50.9 | 53.5 | 45.0 | 58.2 | 47.3 |
| 2050 | 49.2 | 49.4 | 50.2 | 42.3 | 56.3 | 50.8 | 53.2 | 44.6 | 58.5 | 47.4 |

将来推計に用いた変化パラメーター

| （対当期人口比） | | | | | | | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 15～19歳 | 0.005% | 0.012% | 0.014% | 0.000% | 0.000% | 0.007% | 0.002% | 0.017% | 0.017% | 0.010% |
| 20～24歳 | 0.025% | 0.047% | 0.086% | 0.035% | 0.005% | 0.026% | 0.010% | 0.040% | 0.074% | 0.053% |
| （プラス値：従事者変化数の対コーホート人口比、マイナス値：コーホート変化率） | | | | | | | | | | |
| 25～29歳 | 0.009% | 0.053% | 0.017% | -33.3% | 0.004% | 0.010% | 0.003% | 0.031% | -11.8% | 0.017% |
| 30～34歳 | 0.005% | 0.052% | 0.012% | -15.8% | -4.2% | 0.004% | 0.011% | -7.7% | -17.9% | 0.021% |
| 35～39歳 | 0.003% | 0.032% | 0.014% | -17.6% | 0.000% | 0.007% | -19.4% | 0.011% | 0.017% | 0.004% |
| 40～44歳 | 0.004% | 0.023% | 0.000% | 0.026% | -3.4% | 0.004% | 0.001% | -2.1% | 0.040% | 0.007% |
| 45～49歳 | -7.5% | -18.9% | -11.5% | -28.0% | 0.000% | -19.4% | -8.3% | -11.8% | 0.051% | -1.6% |
| 50～54歳 | -8.9% | -7.0% | -6.6% | -30.4% | -25.0% | -3.5% | 0.001% | -2.7% | 0.013% | -17.9% |
| 55～59歳 | -7.7% | 0.003% | -17.8% | -68.4% | 0.002% | 0.006% | 0.008% | -22.0% | -6.0% | -0.9% |
| 60～64歳 | -11.8% | -8.1% | -6.0% | -52.9% | 0.005% | -16.3% | 0.003% | -37.0% | -8.8% | -13.8% |
| 65～69歳 | -28.0% | -35.1% | -18.8% | -32.6% | -16.3% | -29.7% | -28.3% | -45.2% | -22.2% | -30.0% |
| 70～74歳 | -32.3% | -46.2% | -27.6% | -36.8% | 0.001% | -13.1% | -30.0% | -48.8% | -42.9% | -41.8% |
| 75歳以上 | -55.4% | -66.7% | -56.5% | -57.6% | -50.0% | -61.5% | -68.8% | -56.8% | -26.4% | -57.0% |

（資料）「国勢調査」各年、筆者推計

- （注）・地域区分のうち、中部は山梨・長野・岐阜・静岡・愛知・三重の各県とし、沖縄県は九州に含めた。
・2015年までの全国および各地域の値は、それぞれ年齢階級別従事者数の合計であり、統計における総数とはわずかに相違する年がある。そのため、全国値と各地域別の値の合計は一致しない年がある。
・2020年以降の全国推計値と各地域別推計値の合計は、計算上の理由により一致しない。

のエネルギー利用が需要の一角を占めるに至り、木材輸出も急伸しており、木材需給の将来を見通すには不確実な要素が多い。

そこで本稿では簡便な方法として、輸入を含めた木材の総需要とその仕向先との関係を求め、仕向先の将来見通しには公表された予測を利用して木材の総需要の見通しを得て、ここから国産材需要を算出することとした。今後の人口減少や経済先行きの影響は仕向先の動向に反映済みと判断して、改めての考慮はしていない。

このように、本稿で扱う国産材需要は、需給均衡により算出されるものではなく、あくまで近年の動向とその延長上にある潜在的需要である。5章の将来推計では、4章の方法を用いて得られる木材供給量とのギャップを基に議論されることになる。

見通しの期間は、あまり長期とはせず2030年までとし、木材需要と仕向先の関係を求めるには2000年以降の統計を用いた。

木材需要は、「木材需給表」における区分を用い、建築用途に関係が深いと考えられる「製材用材」・「合板用材」・「その他用材」⁸⁾を一まとめとした「製材合板等用材」、および「パルプ・チップ用材」、「燃料材」の3つに分け、次節以降でそれぞれ想定を行った。「木材需給表」によれば、2017年の総需要全体は8,170万m³で、その内訳は製材用材2,640万m³、パルプ・チップ用材3,230万m³、合板用材1,050万m³、その他用材440万m³、しいたけ原木30万m³、燃料材780万m³であったから、製材合板等用材、パルプ・チップ用材、燃料材の構成比は5:4:1となる。

3.2 製材合板等用材の需要の想定

まず、製材合板等用材に対応する仕向先を検討する。

恒次・外崎(2012)によれば、国内で利用される木材(紙を除く)の約70%が建築部門に投入されており、製材合板等用材の需要は建築着工の動向に左右されてきたと見られる。他の主な仕向先として梱包用材が挙げられるが(「平成29年木材統計」(農林水産省大臣官房統計部2018)によれば、2017年の国内挽き製材品出荷量946万m³のうち木製仕組板・こん包用材107万m³)、輸入製材の用途別統計は無く、木材の総需要のうち梱包用途向けは不明なため⁹⁾、製材合板等用材の全体を建築向けと見なすこととした。

建築着工量は、用途別には大きく住宅と非住宅に分けられるが、新築の建築着工床面積のうち約7割を住宅が占める(「建築着工統計」(国土交通省建設経済統計調査室)による2017年の建築着工床面積のうち新築は115百万m²で、そのうち住宅¹⁰⁾は78百万m²)ことから、本稿では仕向先として住宅着工を対象とした。

そこで、まず新設住宅着工戸数、および木材使用に関係の深い木造率の見通しを立て、これらと製材合板

等用材の総需要の関係を求め、その自給率を想定して製材合板等用材の国産材需要量を想定することとした。

新設住宅着工戸数の中長期的見通しは、民間調査機関等から多数発表されてきた。主な方法は、「新設住宅着工戸数=居住住宅数の増加-既存住宅の減失+空家数の増加」という関係式に基づき、各要因を分析して予測されている。最近では、みずほ総合研究所(2016)は世帯数要因・建替え要因・ミスマッチ要因の分析により2019~28年を年間60万戸台前半、2029~33年を30万戸台前半と予測している。建設経済研究所(2016)は、空家のうち二次的住宅でも賃貸売却用でもない「その他の住宅」の数を75歳以上単身高齢者数で回帰した場合の予測として、新設住宅着工戸数の2026~30年度平均を52万戸としている(Fig. 7)。

また、他の説明要因や手法を用いた予測も見られる。野村総合研究所(2018)は因子として移動世帯数を重視し、住宅ストックの平均築年数・名目GDP成長率も影響要因として、2030年度を60万戸と予測している¹¹⁾。三菱UFJリサーチ&コンサルティング(2016)は、都道府県別パネルデータを用いた推計により、2030年度を60.5万戸と予測している。

一方、これらより高い予測として、日本総合研究所(2018)は税制変動等も加味した重回帰分析により2030年に87万戸と緩やかな減少を見込み、三菱総合研究所(2018)は経済展望の中で同年を73万戸としている。あるいは、政府の住宅政策は「景気刺激の手段として

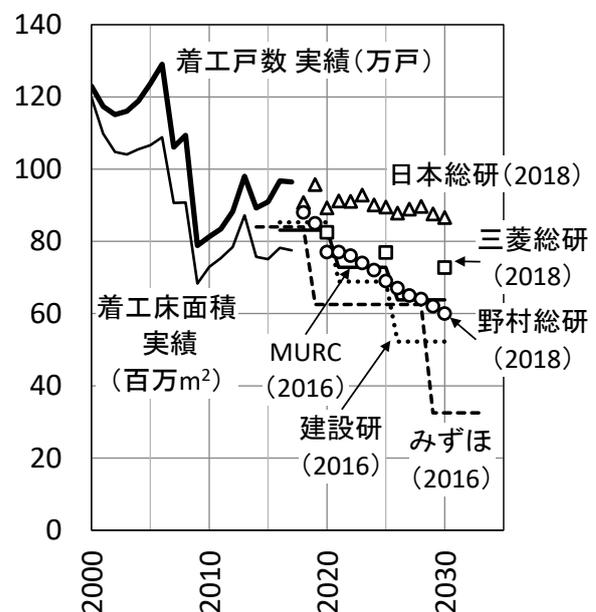


Fig. 7. 新設住宅着工戸数の推移と各機関の予測

(資料) 着工戸数・床面積実績は「住宅着工統計」、各機関の予測は日本総研(2018)、三菱総研(2018)、野村総研(2018)、MURC(三菱UFJリサーチ&コンサルティング)(2016)、建設経済研究所(2016)、みずほ総研(2016)を参照して筆者が作成。

使われ」てきたと平山（2009:284）が指摘する状況が今後も続くなら、政策的に住宅着工が底支えされることも考えられよう。

本稿では、なるべく最近の予測を利用することとし、2018年に発表された新設住宅着工戸数の予測（野村総研（2018）、日本総研（2018）、三菱総研（2018））の中間的な値として、2030年に70万戸と想定することとした。

次に、住宅着工において木材使用量を決定づける木造率の将来について検討した。新設住宅着工戸数における木造率は、2008年まで40%台で推移してきたが、2009年以降は着工戸数全体が減少する中で木造率の高い戸建住宅が堅調に推移した結果、全体の木造率は50%台半ばへ上昇し、その後は横ばいに推移して2017年は57%であった（Fig. 8）。

木造率あるいは木造住宅着工の予測は、あまり見られないようである^{12) 13)}。今後も戸建住宅の割合が高まれば木造率は上昇が予想されるが、一方で低下する可能性も指摘されている。藤掛・大地（2013）は、都市部への人口集中が木造率に与える影響を宮崎県において分析し、市内の着工数割合増加と木造率低下の傾向から、全県の木造率は将来下落するとの結果を得ている。内閣府の森林に関する世論調査を分析した石崎（2018）は、年齢が若いほど、また出生が若い世代ほど非木造住宅を選択する人の割合が多いことを指摘している。

本稿では、木造率の先行きは明らかでない判断し、2017年の56.5%が将来も継続すると想定した。

次に、製材合板等用材の総需要量と住宅着工および木造率の関係を求めた。

2000～2017年の統計値を用い、重回帰分析により以下の推計式を得た¹⁴⁾。

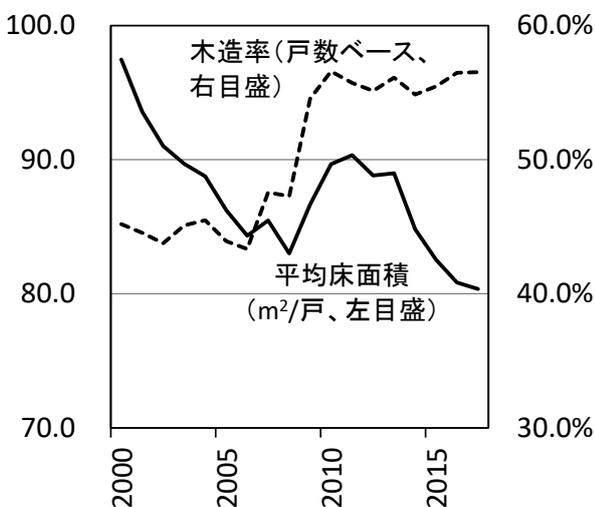


Fig. 8. 着工住宅の平均床面積と木造率の推移
(資料)「住宅着工統計」

$$\begin{aligned} & \text{製材合板等用材の総需要量 (百万 m}^3 \text{, 対数)} \\ & = 1.0181 \times \text{住宅着工床面積 (百万 m}^2 \text{, 対数)} \\ & \quad (7.7053 **) \\ & + 0.4564 \times \text{木造率 (戸数ベース, 対数)} - 0.4676 \\ & \quad (2.1745 *) \\ & \text{(カッコ内は t 値、** 1\% 有意 * 5\% 有意) (修正決定} \\ & \text{係数}=0.9285, DW=2.1955) \end{aligned}$$

説明変数としては、住宅着工の戸数よりも床面積が、木造率は床面積ベースよりも戸数ベースのほうが決定係数が良かったため、上記とした（なお、住宅着工を説明変数とする以外に、非住宅を含めた建築着工面積（新築のみの場合、増改築を含む場合）と木造率を説明変数とした推計も試みたが、妥当な結果が得られなかった）。

総需要量の将来の値（2018～30年）は、住宅着工床面積は2030年の想定値（70万戸）により線形補間した各年の戸数に1戸当たり平均床面積（2017年の80m²/戸を期間中同じとした）を乗じて用い、木造率は2017年の56.5%が継続として、算出した。

そして、これら用材の自給率は趨勢的に上昇しており（2000年23%、2017年44%）、今後も継続すると想定して、次式により2030年まで外挿した。

$$\begin{aligned} \text{自給率 (\%)} & = 0.0135 \times (\text{西暦年} - 1999) + 0.196 \\ & \quad (\text{修正決定係数}=0.944) \end{aligned}$$

この算出では、2030年の自給率は61%にまで上昇することになる。ここ十数年の自給率上昇は、総需要量が縮小する中で国内製材・合板において外材から国産材への原料転換が進んだ結果の表われであり、今後も上昇が継続するとは限らない。ただ、林野庁（2018）は10年後の姿として「建築用材の国産材割合6割超」を提示しており、ここでの想定とはかけ離れてはいないようである。

以上より、将来の国産材の製材合板等用材需要量を「総需要量×自給率」で推計した（なお、推計値と実績値の段差が生じないように、2017年推計値を実績値に合わせて調整した）（Fig. 9、Table 5）。この想定では、2017年の総需要量4,130万m³は2030年に3,010万m³まで減少するが、自給率上昇により、国産材需要量は2017年1,800万m³から2025年1,870万m³まで漸増し、その後はわずかに減少して2030年1,830万m³となる。

3.3 パルプ・チップ用材の需要の想定

木材チップの利用先は製紙原料が9割を占めるとされ（全国木材チップ工業連合会2012）、木材チップの需要は紙・板紙の生産動向に大きく左右される。そこで、将来の国産パルプ・チップ用材需要については、紙・板紙生産量の見通しに基づいて同用材の輸入を含めた総需要を推計し、その自給率を想定して見通しを与えた。

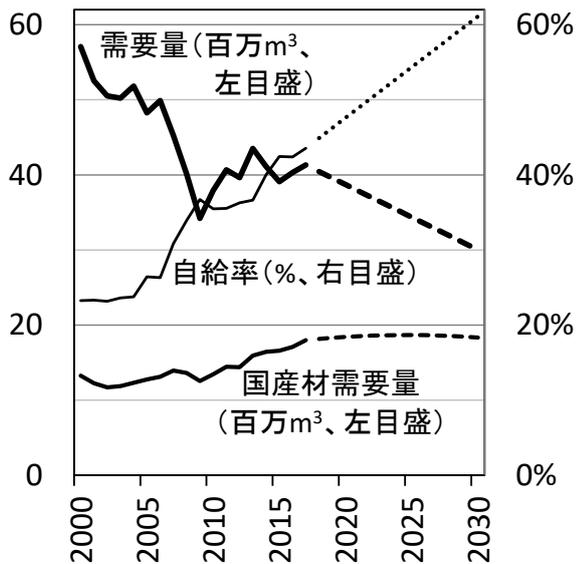


Fig. 9. 製材合板等用材需要量とその自給率の推移 (～2017年) と想定(2018年～)
(資料)「木材需給表」、筆者推計

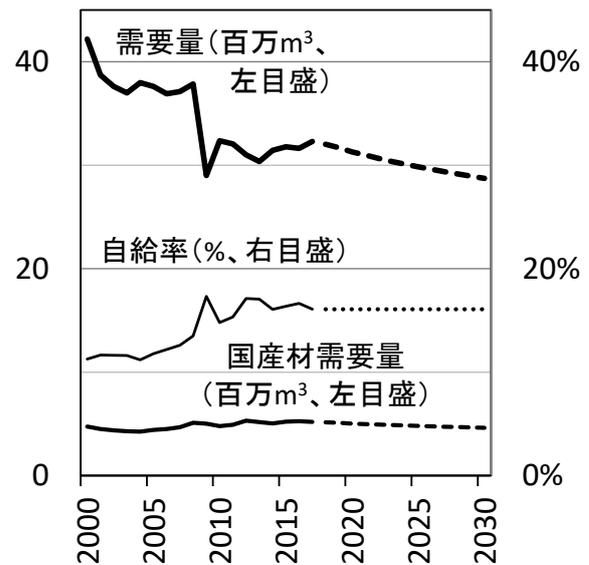


Fig. 11. パルプ・チップ用材の需要量の推移 (～2017年) と想定(2018年～)
(資料)「木材需給表」、筆者推計

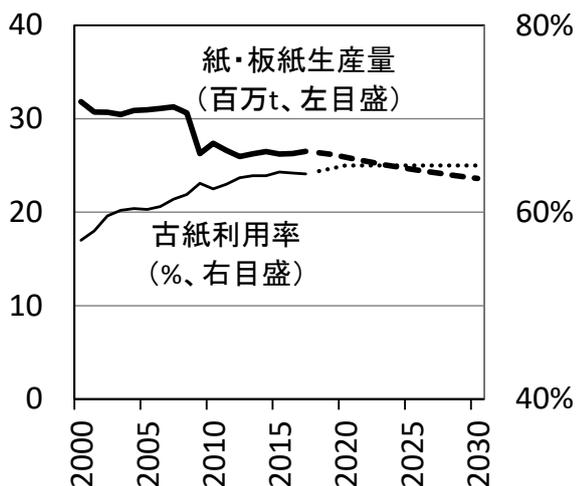


Fig. 10. 紙・板紙生産量、古紙利用率の推移 (～2017年) と想定(2018年～)
(資料)「経済産業省生産動態統計」、筆者推計

国内の紙・板紙生産量は、2000年代は年間3,000万台で推移していたが、景気後退期の2009年に2,600万台へ落ち込み、以降は同水準で停滞している (Fig. 10)。紙・板紙の需要は、かつてはGDPと比例的に変化していたが (加藤・吉田 2003)、2000年以降はその関係が失われ、情報媒体の変化と産業構造の変化が紙・板紙需要に影響を与えている (廣田ら 2014) と指摘されている。品目別には、新聞用紙や印刷・情報用紙は減少する一方、衛生用紙は堅調に推移し、板紙は食品・家電・通販向け等の需要を背景に増加傾向にあり (日本製紙連合会 2018)、品目により変化の方向は異なっている。

ここでは、紙・板紙の生産量の将来の想定は、みずほ銀行産業調査部 (2018) の2023年までの生産見通し (紙は年率マイナス2.6%、板紙はプラス0.7%) に依り、2030年まで同じ変化が続くと想定した。

パルプ・チップ用材の総需要と紙・板紙生産量の関係は、古紙利用による製紙原料代替を考慮し、2000～17年の統計値により以下の推計結果を得た (古紙利用率の係数は10%有意だが、そのままとした)。

$$\begin{aligned} & \text{パルプ・チップ用材の総需要量 (百万 m}^3\text{, 対数)} \\ & = 0.9607 \times \text{紙・板紙生産量 (百万 m}^3\text{, 対数)} \\ & \quad (5.3286^{**}) \\ & - 0.7487 \times \text{古紙利用率 (対数)} - 0.0409 \\ & \quad (-1.84, p=0.086) \end{aligned}$$

(修正決定係数=0.9256, DW=1.7379)

古紙利用率は64%に達して限界に近づいているとされ (上河 2018)、将来の値は日本製紙連合会 (2016) の掲げる「2020年度までに65%」の目標値に沿い、以降は一定と想定した。

パルプ・チップ用材の自給率は、2009年以降は16%前後で推移しており、将来も同じ水準と想定した。早船・立花 (2016) は、国内製紙会社では国産広葉樹材チップの調達維持の意向はあるものの、積極的に増やす動きは見られないとしている。

以上より、国産パルプ・チップ用材の将来の需要量を「総需要×自給率」で算出したところ、2017年実績の520万m³から、2020年500万m³、2030年460万m³へと漸減する想定となった (Fig. 11, Table 5)。

3.4 燃料材の需要の想定

燃料材の将来の需要は、木質バイオマス発電の動向から想定した。

「木材需給表」では、2014年から燃料用チップ等用材を新規計上して従来の薪炭材（木炭用材、薪用材）に加えたものを「燃料材（薪炭材）」として表章しており、その国内生産による供給量は2014年180万 m^3 から2017年には600万 m^3 へと年々増加している。2015年には「木質バイオマスエネルギー利用動向調査」が開始され、調査結果が木材需給表に反映されるようになった。

燃料材の主な需要者である木質バイオマス発電施設は、2012年に再生エネルギー固定価格買取制度（FIT）が開始され、2015年には未利用木質バイオマスによる電力の買取価格に小規模発電の区分が設けられたことで、急増してきた。2017年には、未利用木質バイオマス施設の認定容量は49万kW、運転を開始した導入容量は33万kWとなり、認定容量に対する導入容量の割合は66%と順調に伸びている（Fig. 12）。

国産材に対する燃料材需要の将来は、これを主に用いる未利用木質バイオマス発電の動向に依るところが大きいと考えられるが¹⁵⁾、発電事業の先行き予測は困難と思われ、本稿では既知の事業計画の範囲で発電施設の建設・運転が行われると想定するに留めた。2017年度末の認定容量が2021年には100%導入されると想定し¹⁶⁾、導入容量当たりの需要量の2018年以降の値は、柳田ら（2015）の推計に基づいて21 m^3/kW を用いることとして¹⁷⁾、これを導入容量に乗じて需要量の見通しとした（Table 5）。この想定では、2017年実績の600

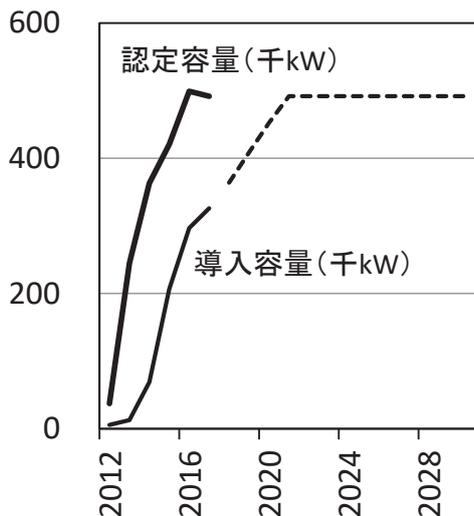


Fig. 12. バイオマス発電設備（未利用木質）の認定容量と導入容量の推移（～2017年）と想定（2018年～）
（資料）資源エネルギー庁、筆者想定

万 m^3 から2021年に1,030万 m^3 へ増加し、以降は一定となる。

3.5 想定した国産材需要量

以上より、2018～30年の国産材需要量を、「製材合板等用材」、「パルプ・チップ用材」、「燃料材」の国産材需要、および「しいたけ原木」の需要量（減少が続いているが、2017年31万 m^3 が今後も継続と想定）の合計として与えた。2017年実績の2,950万 m^3 から、主に燃料材の増加により2021年3,410万 m^3 へと増加し、その後は製材合板等用材とパルプ・チップ用材の減少および燃料材の横ばい推移により2030年に3,360万 m^3 へと微減する想定となった（Fig. 13、Table 5）。

なお、2016年5月改定の「森林・林業基本計画」（林野庁2016a）では、2014年の木材供給量2,400万 m^3 に対して2020年の目標を3,200万 m^3 、2025年を4,000万 m^3 としており、これに比べて本稿の想定は2020年は同程度だが、2025年では少ない。基本計画では製材合板等用材について2014年1,600万 m^3 から2025年2,600万 m^3 へと増加を見込み、燃料材は200万 m^3 から800万 m^3 へと見込んでいるのに対し、本稿では前者は1,800万 m^3 台の推移と少なめに、一方燃料材は1,000万 m^3 台で推移と多めに想定しており、これらの違いが差となっている。5章では、国産材需要として本稿の想定と、基本計画の木材供給量目標を用いた場合を、それぞれ推計することとする。

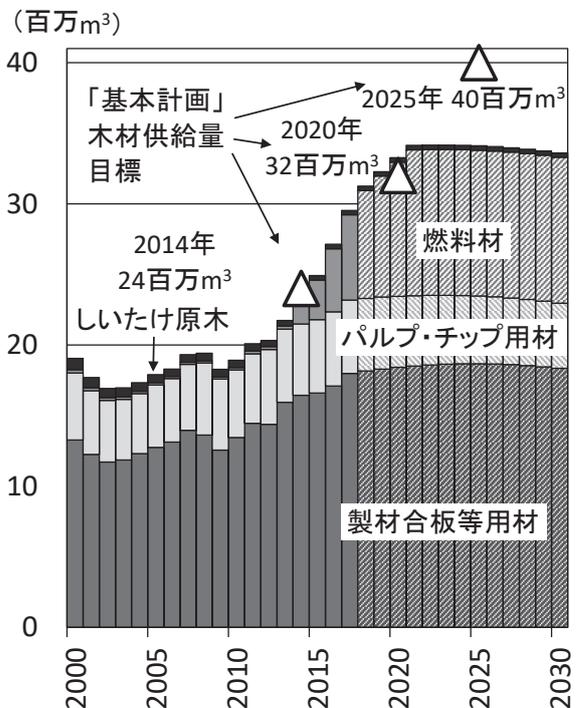


Fig. 13. 国産材供給量の推移（～2017年）と想定（2018年～）
（資料）「木材需給表」、「森林・林業基本計画」、筆者推計

4. 森林資源構成に基づく木材供給量と所要労働量の推計方法

4.1 本章の構成

本章では、将来の木材供給量と、伐採・育林に必要な所要労働量を、森林資源構成に基づいて推計する枠組みを示し、推計に必要なデータを林業関連統計を用いて算出する。

人工林や天然林が伐採され、跡地に植林が行われると、その後は齢級に応じた保育や間伐が行われ、伐期に達して再び伐採対象となる。この一連のサイクルでは、伐採とその後の造林が、将来にわたって木材供給量と所要労働量を規定することになる。その推計には、伐採面積率など植林・伐採に係る諸数値（以下、「植伐関連データ」と称する。）が必要となるが、その中には不明なものが多い。

そこで本稿では、森林資源の齢級別面積・蓄積を示す資料として林野庁公表の「森林資源の現況」を用い、人工林では齢級別面積に応じた皆伐・間伐により木材供給が行われると想定し、他の林業関連統計から算出される伐採量等と突合することによって、伐採面積率等の植伐関連データを得ることを試みた。

以下では、まず植伐関連データ間の関係を示し、そのうち仮定や推定が必要なデータとして人工林皆伐面積率、面積当たり伐採材積、木材供給量の人天別内訳を取り上げて検討し、これらを踏まえて直近の植伐関連データ全体を上述の突合により推計した。最後に、人工林の育林および人工林・天然林伐採に必要な所要労働量を与えた。

4.2 植伐関連データの関係

Fig. 14 上段は、林種と伐採方法による伐採種別（人工林皆伐、人工林切捨間伐、人工林利用間伐、天然林皆伐）を想定した場合の、「森林資源の現況」の森林面積・蓄積と、伐採面積・材積の関係を示したものである。人工林皆伐・切捨間伐・利用間伐については、

- ・ 齢級別人工林面積 × 齢級別伐採面積率 = 齢級別伐採面積
- ・ 齢級別伐採面積 × 齢級別面積当たり伐採材積 = 齢級別伐採材積

の関係にある。ここで、齢級別面積当たり伐採材積は、皆伐の場合は齢級別面積当たり蓄積に等しいとし、間伐の場合はこれに材積間伐率（齢級によらず一定）を乗じるとした。

天然林皆伐では

- ・ 天然林面積 × 皆伐面積率 = 皆伐面積
- ・ 皆伐面積 × 面積当たり伐採材積（平均蓄積） = 伐採材積

と想定し、面積当たり伐採材積は固定値として扱った。

これらの関係式は、以下の仮定を置いて現実を単純化したものである。

まず、伐採種別は上記4種類とし、択伐や複層伐などは、これらを統計的に扱うための面積や蓄積推移などのデータがないため想定しなかった。

造林は、再造林・拡大造林とも伐採跡地への一斉造林のみ行われるものとし、森林以外への造林や、森林以外の天然林化は想定していない。天然更新は、実施面積や更新後の蓄積を把握できるデータがなく、想定していない。したがって、人工林・天然林とも皆伐後に造林されない面積は森林面積から外れるため、このモデルで扱う森林面積はその分だけ減少することになる。

天然林皆伐については、齢級を考慮せず、また将来にわたり平均蓄積を固定したのは、（人工林については後の4.3で検討するが）齢級別皆伐面積率の推計が困難であり、全体に対する皆伐面積率しか算出できず、齢級別に異なる面積当たり蓄積を扱えなかったためである。「森林資源の現況」による平均蓄積は、2007年133m³/ha、2012年139m³/ha、2017年144m³/haとゆるやかに増大しているが、将来については齢級構成が想定できないと平均蓄積は算出できないので、現状で固定することとした。

以上の関係式と仮定に基づき、伐採面積・材積を算出するには、Fig. 14 上段のうち、齢級別皆伐・間伐面積率と材積間伐率を与える必要がある。齢級別の伐採面積・材積の公表値は一般に見当たらないが、この関係式により算出される伐採面積・材積は林業関連統計との整合性が必要と考えられる。なお、算出される伐採面積等は、齢級別で計算されるので1期5年間の値となる。

一方、Fig. 14 下段は、毎年公表される林業関連統計に基づく植伐関連データの関係を整理したものである。伐採種別ごとに、伐採面積から木材供給量（「木材需給表」における国内生産量）に至る間に

- ・ 伐採面積 × 面積当たり伐採材積 = 伐採材積
- ・ 伐採材積 × 利用率 = 木材供給量

の関係がある。ここで、利用率は、伐採材積に対する木材供給量の比であるが、後の4.5節で述べるように木材供給量として「木材需給表」の国内生産量を用いるため、わずかだが林地残材等を含んだ値となる。

造林面積については、

- ・ 人工林皆伐面積 × 再造林率 = 再造林面積
- ・ 天然林皆伐面積 × 拡大造林率 = 拡大造林面積

の関係となり、再造林率および拡大造林率は、林業関連統計で得られる造林面積と、植伐関連データの関係から得られる伐採面積との比として得られる。

Fig. 14 下段の場合、面積当たり伐採材積、および利用率を仮定し、また木材供給量のうち人工林皆伐・天然林皆伐の分を推計できれば、残りの伐採面積・材積は四則演算で算出できる関係にある（後掲Table 9を参照）。ただし、データのうち皆伐面積の合計（「森林・

| 伐採種別 | 森林面積 (ha) | 伐採面積率 (%) | 皆伐面積 (ha) | 間伐面積 (ha) | 面積当たり伐採材積 (m³/ha) | 伐採材積 (m³) | 利用率 (%) | 木材供給量 (m³) | 皆伐面積 (ha) | 造林面積率 (%) | 造林面積 (ha) |
|---------------------------------------|-------------|------------|-----------|----------------------|-----------------------|-------------|---------|--------------------|-------------------|-----------------|--------------|
| 森林資源 (1) 現況 (5) 年 に基づく 植伐 | a 人工林面積 | a 人工林皆伐面積率 | a 人工林皆伐面積 | a 人工林皆伐面積 × 間伐面積率 | a 人工林皆伐面積 × 面積当たり伐採材積 | a 人工林皆伐材積 | | | | | |
| 人工林皆伐 | | | | | | | | | | | |
| うち切捨 | | a 切捨間伐面積率 | a 切捨間伐面積 | a 切捨間伐面積 × 面積当たり伐採材積 | | a 切捨間伐材積 | | | | | |
| うち利用 | | a 利用間伐面積率 | a 利用間伐面積 | a 利用間伐面積 × 面積当たり伐採材積 | | a 利用間伐材積 | | | | | |
| 天然林皆伐 | 天然林面積 | 天然林皆伐面積率 | 天然林皆伐面積 | 天然林皆伐面積 × 天然林面積当たり蓄積 | | 天然林皆伐材積 | | | | | |
| 全体 | 立木伐採面積 [要覧] | | | | | 伐採立木材積 [要覧] | | 木材供給量 [需表] | | | 人工造林面積 [要覧] |
| 人工林皆伐 | 人工林皆伐面積 | | | | 面積当たり伐採材積 (人工林皆伐) | 人工林皆伐材積 | | 木材供給量 (人工林皆伐) [試算] | 人工林皆伐面積 × 人工林皆伐材積 | 人工林皆伐面積 × 再造林率 | 人工造林面積 [要覧] |
| 人工林間伐 | | | | 間伐面積 [要覧] | | | | | | | 再造林面積 [要覧] |
| うち切捨 | | | | うち切捨間伐面積 | 面積当たり伐採材積 (切捨間伐) | 切捨間伐材積 | | | | | |
| うち利用 | | | | うち利用間伐面積 | 面積当たり伐採材積 (利用間伐) | 利用間伐材積 | | | | | |
| 天然林皆伐 | 天然林皆伐面積 | | | | 面積当たり伐採材積 (天然林皆伐) | 天然林皆伐材積 | | | 天然林皆伐面積 × 天然林皆伐材積 | 天然林皆伐面積 × 拡大造林率 | 天然林皆伐面積 [要覧] |

(注) ・ 図中の各データのうち、四角囲み：未知のため仮定が必要・あるいは他データより算出されるもの 囲み無し：統計値あり
 ・ 統計名略称 [要覧]：「森林・林業統計要覧」 [需表]：「木材需給表」 [試算]：Table 8の筆者試算値
 ・ 先頭に「a」を付したデータは、年齢別の値を想定
 ・ 「＝」「||」「+」「×」「÷」は、データ間の算術関係を示す

Fig. 14. 植伐関連データの関係図

Table 6. 都道府県別人工林齢級別面積の前回からの変化

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19(+) | 20+ | 計 | |
|-------------------------------|------|-----|-----|-----|-----|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-------|-----|--------|----|
| 各年の面積(全国計)(千ha) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2007年 | 88 | 168 | 227 | 352 | 593 | 873 | 1,143 | 1,582 | 1,649 | 1,500 | 918 | 345 | 200 | 168 | 141 | 106 | 90 | 62 | 120 | ... | 10,326 | |
| 2012年 | 73 | 114 | 159 | 231 | 347 | 584 | 852 | 1,111 | 1,565 | 1,631 | 1,473 | 921 | 345 | 194 | 164 | 138 | 105 | 87 | 174 | ... | 10,270 | |
| 2017年 | 68 | 102 | 114 | 164 | 224 | 348 | 582 | 846 | 1,108 | 1,529 | 1,592 | 1,428 | 893 | 340 | 190 | 162 | 135 | 104 | 86 | 172 | 10,184 | |
| 2012年の齢級別面積の2007年からの変化 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 増減面積(全国計)(千ha) | 73 | 27 | -9 | 4 | -5 | -9 | -22 | -31 | -17 | -18 | -27 | 2 | 1 | -6 | -3 | -3 | -1 | -3 | -8 | ... | -56 | |
| 増加した県の数 | 42 | 29 | 25 | 24 | 26 | 23 | 17 | 13 | 12 | 8 | 7 | 10 | 12 | 6 | 8 | 7 | 8 | 7 | 8 | 7 | ... | 12 |
| 減少または変化なしの県の数 | 5 | 18 | 22 | 23 | 21 | 24 | 30 | 34 | 34 | 35 | 39 | 40 | 37 | 35 | 41 | 39 | 40 | 39 | 40 | 40 | ... | 35 |
| 減少または変化なしの県のみ集計 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2007年面積(千ha) | 106 | 141 | 217 | 366 | 510 | 855 | 1,314 | 1,375 | 1,226 | 712 | 271 | 151 | 151 | 151 | 123 | 91 | 76 | 53 | 106 | ... | ... | |
| 2012年面積(千ha) | 7 | 94 | 136 | 207 | 346 | 483 | 810 | 1,277 | 1,346 | 1,182 | 677 | 252 | 143 | 145 | 117 | 87 | 72 | 149 | ... | ... | ... | |
| 減少面積(千ha) | -11% | -12 | -5 | -10 | -19 | -27 | -45 | -37 | -28 | -44 | -34 | -18 | -8 | -6 | -5 | -3 | -4 | -10 | ... | ... | ... | |
| 減少率(%) | | | | -4% | -5% | -5% | -5% | -5% | -3% | -2% | -4% | -5% | -7% | -5% | -4% | -4% | -4% | -5% | -6% | ... | ... | |
| // の3項移動平均(10齢級以上のみ)(%) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| | | | | | | | | | | -3% | -3% | -5% | -6% | -5% | -5% | -4% | -4% | -5% | -6% | ... | ... | |
| 2017年の齢級別面積の2012年からの変化 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 増減面積(全国計)(千ha) | 68 | 29 | 0 | 5 | -7 | 0 | -2 | -6 | -3 | -36 | -39 | -46 | -28 | -6 | -4 | -3 | -3 | -1 | -2 | ... | -85 | |
| 増加した県の数 | 41 | 25 | 22 | 19 | 17 | 16 | 13 | 15 | 11 | 8 | 8 | 10 | 10 | 11 | 9 | 11 | 12 | 12 | 7 | 12 | ... | 10 |
| 減少または変化なしの県の数 | 6 | 22 | 25 | 28 | 30 | 31 | 34 | 32 | 32 | 36 | 39 | 39 | 37 | 36 | 38 | 36 | 35 | 35 | 39 | 35 | ... | 37 |
| 減少または変化なしの県のみ集計 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2012年面積(千ha) | 72 | 98 | 163 | 259 | 446 | 702 | 851 | 1,344 | 1,430 | 1,280 | 742 | 276 | 160 | 134 | 111 | 79 | 72 | 139 | ... | ... | ... | |
| 2017年面積(千ha) | 3 | 69 | 95 | 154 | 254 | 436 | 690 | 833 | 1,300 | 1,386 | 1,228 | 700 | 258 | 155 | 129 | 107 | 77 | 70 | 135 | ... | ... | |
| 減少面積(千ha) | | -4 | -3 | -9 | -4 | -10 | -12 | -18 | -44 | -44 | -52 | -41 | -18 | -6 | -5 | -4 | -2 | -2 | -4 | ... | ... | |
| 減少率(%) | | -5% | -3% | -6% | -2% | -2% | -2% | -2% | -2% | -3% | -3% | -4% | -6% | -6% | -4% | -4% | -3% | -3% | -3% | ... | ... | |
| // の3項移動平均(10齢級以上のみ)(%) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| | | | | | | | | | | -3% | -3% | -4% | -5% | -5% | -5% | -4% | -4% | -3% | -3% | ... | ... | |
| 筆者が与えた伐採面積率の仮値(4.6で改めて推計し直した) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| | | | | | | | | | | -3% | -3% | -4% | -5% | -5% | -5% | -4% | -4% | -5% | -5% | ... | ... | |

資料:「森林資源の現況」平成19年3月31日現在,平成24年3月31日現在,平成29年3月31日現在
注:2007年・2012年の最高齢級は「19齢級以上」

林業統計要覧」掲載の「立木伐採面積¹⁸⁾」と伐採材積の合計（同「伐採立木材積」）は2005年から、間伐面積の合計（同「間伐実績」）・利用間伐による木材供給量（同「間伐材利用量」）は2007年から、それぞれ数値や統計対象が変わっているため、下段について推計可能なのは2007年以降となる。なお、これら統計値は全国一本で、ここに示した以上の樹種区分等はない。

上段の齢級別皆伐・間伐面積率と材積間伐率、下段の面積当たり伐採材積と利用率は、上段の植伐関連データが下段のデータの5年分と整合するように決めればよいことになる。

そこで、植伐関連データを得る準備として、仮定が必要なデータについて検討した。4.3では「森林資源の現況」の観察から人工林齢級別皆伐面積率を推測できるか検討した。この時、あわせて人工林の幼齢林面積を検討した。4.4では面積当たり伐採材積に仮定を与え、4.5では木材供給量の人工林・天然林皆伐による内訳を推計した。

4.3「森林資源の現況」による人工林皆伐面積率と幼齢林面積の検討

伐採面積率は木材供給量と伐採後の齢級別面積を決づける因子であるが、これを直接把握する統計はないため、何らかの推定や想定が必要となる。近年の先行研究を挙げると、岡・久保山（2012）は、「森林資源の現況」を用いて「人工林主伐面積＝人工造林面積－人工林純増面積」の関係により2002～07年平均の主伐面積を人工林面積の約1/366程度と推定し、また伐採調査データを用いた伐採面積率関数を推定して丸太供給の将来シミュレーションを行っている。Hiroshima（2011）は全国レベルの伐採量について、精度の高い伐採情報が入手できた県のデータを用いて他県の伐採量を推定する手法を開発した。Hiroshima et al.（2018）は搬出間伐について同様な手法を開発し、記録の得られた各県情報を基に他県の搬出間伐材積を推定している。1.2でも取り上げた野田（2012）の林業セクターモデルでは、間伐は与えた間伐率あるいは間伐周期で行われ、素材需要に対して間伐で供給された残りが皆伐で供給される設定となっている。同じく取り上げた中島ら（2018）は、伐採面積は仮定する対象ではなく、数理計画問題の決定変数として求まる定式化となっている。

これら先行研究は、皆伐により当該齢級の面積が減少するという基本的関係に立脚しており、本稿でもこれにならうこととし、ただし公表されている「森林資源の現況」を用いて人工林齢級別皆伐面積率が算出できないか、検討した。

2007年・12年・17年の「森林資源の現況」（林野庁2007, 2012, 2017）の全国の人工林齢級別面積について、各齢級の面積から前回の一つ下の齢級の面積を差し引いた値を観察したところ、面積が増加した場合

が散見され、そのままでは伐採面積率を計算できない（Table 6）。詳しく都道府県別の値を見ると、増加した場合が相当数見られた。幼齢級では、1→2齢級では大半の都道府県で増加し、2→3齢級でも都道府県の過半で増加していた。9→10齢級以上でも、面積が増加した都道府県が1～3割程度に上る。これらの背景として、造林後しばらくの間は面積に計上されない可能性や、計画対象森林と対象外森林との間の出入りによる場合¹⁹⁾が考えられる。

そこで、人工林1～3齢級の面積は、後の推計時には「森林資源の現況」の値に代え、過去の人工造林面積を当てることとした。

皆伐面積率については、面積が減少または変化なしの県のみを集計して、前回面積に対する面積減少率を観察した。皆伐は9→10齢級（10齢級の欄に表示）以上で起きると想定し、平滑化のため3項移動平均を取った値を2007→12年、2012→17年について示したのがFig. 15である。2012→17年の場合、面積減少率は10・11齢級の3%台から13～14齢級の5%前後がピークとなり、16齢級以降は3%台となった。2007→12年の場合は、16齢級の4%から19齢級の6%へむしろ増加していた。

この観察に基づき、将来推計用に与える人工林皆伐面積率（1期5年間）の仮の値として、10・11齢級3%、12齢級4%、13齢級以降5%を設定した。ただし、これらは齢級別面積の減少が観察された都道府県のみを集計から得た値であり、後の4.6において齢級別の値の比を固定した上で最終的な値を決定した。

なお、天然林皆伐についても人工林皆伐と同様に、「森林資源の現況」の各齢級面積の前回一つ下の差を観察したが、最大の天然林面積を有する北海道で多くの齢級で増加を示しており、また他の都府県でも人工林

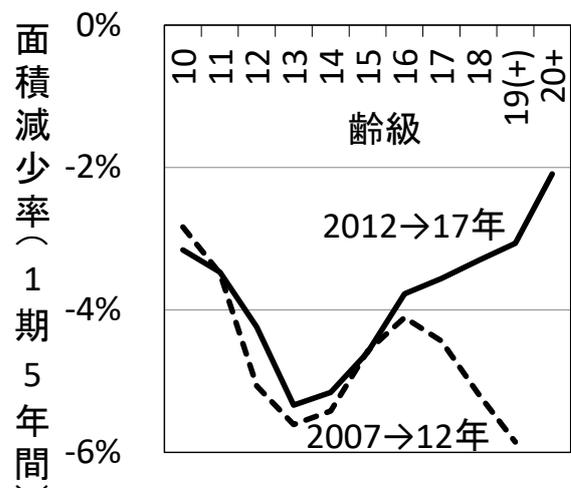


Fig. 15. 人工林齢級別面積が減少した都道府県の面積減少率
（資料）「森林資源の現況」2007・12・17年より筆者計算（方法は本文参照）

の場合に比べて増加した県が多く、人工林のように年齢別皆伐面積率の仮値を得ることは困難であった。

4.4 面積当たり伐採材積の仮定

林業関連統計に基づく植伐関連データのうち、人工林皆伐と利用間伐による面積当たり伐採材積は、「素材生産費等調査報告書」(林野庁企画課)における面積当たり素材生産量の経年変化の傾向に沿うと仮定し、その傾向は以下の手順で求めた (Table 7)。

皆伐・間伐それぞれについて、同報告書の 1ha 当たり素材生産量 (2000～15年) (Table 7の(a)列)を、年変動を均すため直線近似して、次式を得た。この式を用いて 2016年の値を外挿した ((b)列)。

(皆伐) $Ha'(y) = 5.53 \times (y-1999) + 299.94$ (y: 西暦年)

(間伐) $Hb'(y) = 0.50 \times (y-1999) + 81.36$

これを、立木材積価格 ((c)列)と素材換算立木価格 ((d)列)の比 ((e)列)を用いて 1ha 当たり立木材積に換算した (2011～16年) ((f)列)。

(皆伐) $Va(y) = Ha'(y) \div$ (皆伐の立木材積価格 (y)
 \div 皆伐の素材換算立木価格 (y))

(間伐) $Vb(y) = Hb'(y) \div$ (間伐の立木材積価格 (y)
 \div 間伐の素材換算立木価格 (y))

これを直線近似して次式を得た (2011～16年)。この式を用いて 2007年まで外挿し ((g)列)、2007～16年の面積当たり伐採材積の傾向とした。

(皆伐) $Va'(y) = 9.91 \times (y-1999) + 355.98$

(間伐) $Vb'(y) = 2.62 \times (y-1999) + 90.47$

得られた面積当たり伐採材積の傾向は、2007年を 100とすると、皆伐の場合 2016年には 120、間伐の場合は 121となり、ともに 2割の増加傾向であった ((h)列)。後の 4.6では、皆伐・利用間伐それぞれの面積当たり伐採材積が、これらの傾向に沿って推移すると仮定した (Table 9の (g)列、(i)列を参照)。

天然林皆伐による面積当たり伐採材積は、期間中一定を仮定した (Table 9の (j)列)。なお、切捨間伐による面積当たり伐採材積は、他のデータより算出される切捨間伐材積と面積の商として得られる (Table 9の (h)列)。

4.5 木材供給量のうち人天別皆伐内訳の推計

林業関連統計に基づく植伐関連データのうち、木材供給量の人工林皆伐・天然林皆伐分を推計した。両者の計は、既知の統計値である「木材需給表」の木材供給量と、間伐材利用量(「要覧」)の差に当たると想定した。「木材需給表」に木材供給量の人工林・天然林の区別はないが、「木材統計」の素材生産量には針葉樹・広葉樹別内訳があることから、それぞれ対応すると仮定し、下記手順で推計した (Table 8)。

1) 「木材需給表」における用材(丸太)供給量 (Table 8の (b)列)と「木材統計」における素材生産量 ((f)列)

は、2000年まではほぼ等しいが、2001年以降は「経済産業省生産動態統計」(経済産業省大臣官房調査統計グループ)の変更により、素材生産量には「パルプ用・その他用」が含まれなくなった。そこで、「用材(丸太)」供給量と素材生産量の差 ((i)列)を従前の「パルプ用・その他用」とみなし、2000年までの「パルプ用・その他用」素材生産量の針広比 (9:1)で針葉樹・広葉樹に按分した ((j)列、(k)列)。

2) 上記按分を、針広別素材生産量へそれぞれ加算して補正值とした ((m)列、(n)列)。

3) 木材供給量のうち広葉樹分 ((q)列)は、2)で補正した広葉樹素材生産量 ((n)列)に以下を加算したものとした。針葉樹分 ((p)列)は、全体 ((a)列)から広葉樹分 ((q)列)を差し引いた。

- 「用材(林地残材)」((c)列)は、伐採に伴って発生すると想定し、素材生産量(補正值)の広葉樹割合 ((o)列)で按分したもの

- しいたけ原木 ((d)列)

- 燃料材のうち、木材チップ相当分 (2014年以降) ((u)列)に素材生産量(補正值)の広葉樹割合 ((o)列)を乗じたもの、木質ペレット相当分 (2011年以降) ((v)列)に原料が広葉樹その他の割合 ((x)列)を乗じたもの、および木炭用材・薪用材 ((w)列) (詳細は Table 8の注を参照)

4) 木材供給量のうち広葉樹分 ((q)列)を、天然林皆伐分 ((s)列)とみなした。また、針葉樹分 ((p)列)から間伐材利用量 ((t)列)を差し引いたものを人工林皆伐分 ((r)列)とした。

2007～16年について推定したところ、人工林皆伐による木材供給量は 2007年 1,070万 m³から 2009年 850万 m³へ減少した後、2016年 1,560万 m³へ増加し ((r)列)、天然林皆伐による木材供給量は 300万 m³台前半の推移となった ((s)列)。

4.6 植伐関連データの推計

以上の仮定の下で、「森林資源現況」および林業関連統計に基づく植伐関連データの全体を推計した。Table 9に林業関連統計に基づくデータの部分を、Table 10に「森林資源現況」に基づくデータの部分を掲げる。

Table 9の林業関連統計に基づくデータのうち、大半は統計値または他のデータとの関係により自動的に得られるが、以下は仮定を置いて値を求める必要がある。面積当たり伐採材積(人工林皆伐、利用間伐、天然林皆伐) (Table 9の (g)列、(i)列、(j)列)は、4.4で検討したように、2007年の値を求め、残りの 2016年までの値は 4.4で得た傾向に沿って決まると仮定した。

利用率のうち、利用間伐については (Table 9の (q)列)、期間中一定を仮定して値を求めた。人工林皆伐の利用率 ((p)列)は他のデータとの関係により求まるが、85%を上限とした。また天然林皆伐の利用率 ((r)列)

Table 7. 面積当たり立木伐採材積の試算

| 年 | 皆伐 (全樹種計) | | | | | 間伐 (全樹種計) | | | | | | |
|------|----------------------------------|---------------------------|------------------------------|------------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------|------------------------------|------------|---------------------------------|---------------|---------------|
| | 1ha当たり素材生産量 (m ³ /ha) | 立木積価格 (円/m ³) | 素材換算立木価格 (円/m ³) | 立木素材の比 (e) | 1ha当たり立木材積 (m ³ /ha) | 1ha当たり素材生産量 (m ³ /ha) | 立木積価格 (円/m ³) | 素材換算立木価格 (円/m ³) | 立木素材の比 (e) | 1ha当たり立木材積 (m ³ /ha) | | |
| | (a) | (b) | (c) | (d) | (f) | (a) | (b) | (c) | (d) | (f) | | |
| 2000 | 296 | 305 | | | | 86 | 82 | | | | | |
| 2001 | 297 | 311 | | | | 81 | 82 | | | | | |
| 2002 | 343 | 317 | | | | 82 | 83 | | | | | |
| 2003 | 329 | 322 | | | | 77 | 83 | | | | | |
| 2004 | 341 | 328 | | | | 82 | 84 | | | | | |
| 2005 | 318 | 333 | | | | 93 | 84 | | | | | |
| 2006 | 337 | 339 | | | | 75 | 85 | | | | | |
| 2007 | 340 | 344 | | | 435 | 86 | 85 | | | 111 | | |
| 2008 | 349 | 350 | | | 445 | 94 | 86 | | | 114 | | |
| 2009 | 375 | 355 | | | 455 | 88 | 86 | | | 117 | | |
| 2010 | 337 | 361 | | | 465 | 87 | 87 | | | 107 | | |
| 2011 | 360 | 366 | 3,345 | 4,329 | 474 | 81 | 87 | 3,400 | 4,868 | 125 | | |
| 2012 | 373 | 372 | 2,978 | 3,937 | 492 | 102 | 88 | 3,225 | 4,586 | 125 | | |
| 2013 | 369 | 377 | 3,352 | 4,393 | 495 | 81 | 88 | 4,146 | 5,817 | 124 | | |
| 2014 | 393 | 383 | 2,852 | 3,665 | 505 | 90 | 89 | 3,295 | 4,694 | 127 | | |
| 2015 | 395 | 388 | 2,714 | 3,608 | 515 | 85 | 89 | 2,446 | 3,594 | 131 | | |
| 2016 | | 394 | 2,663 | 3,576 | 524 | 90 | 90 | 1,958 | 3,031 | 139 | | |
| 算出方法 | ※1 | 5.53*年 +300 | | | 9.91*年 +356 | ※1 | 0.496* 年+81 | ※3 | | b/e | 2.61*年 +90 | 2007年 =100 |

(資料) 「素材生産費等調査報告書」各年、筆者試算

(注) 算出方法が空欄の項目は、報告書掲載値。

※1：1ha当たり素材生産量(a)のうち、2011年までの皆伐・2004年までの間伐は、報告書には掲載がないが、樹種別の値より筆者が算出した。

※2：立木材積価格(c)と素材換算立木価格(d)の比(e)は、2010年までは傾向が異なるため用いなかった。

※3：間伐の立木材積価格(c)の2011年は、報告書には掲載がないが、樹種別の値より筆者が算出した。

Table 9. 植伐関連データの推定：林業関連統計の部分

| 年 | 皆伐面積(千ha) | | | 間伐面積(千ha) | | | 面積当たり伐採材積(m ³ /ha) | | | 伐採材積(百万m ³) | | | 利用率(%) | | | 木材供給量(百万m ³) | | | | | | | | | | | |
|-----------|-----------|------|------|-----------|-----|-----|-------------------------------|-----|-----|-------------------------|--------|--------|---------|------|-----|--------------------------|-----|------|------|----------|------|----------|------|-----|-----|-----|------|
| | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 切捨 | 利用 | 人工林 | 切捨 | 利用 | 天然林 | 皆伐 | 間伐 | 天然林 | 皆伐 | 間伐 | 人工林 | 皆伐 | 間伐 | 天然林 | 皆伐 | 間伐 | 人工林 | 皆伐 | 間伐 | 天然林 | 皆伐 | 間伐 |
| | (a) | (b) | (c) | (d) | (e) | (f) | (g) | (h) | (i) | (j) | (k) | (l) | (m) | (n) | (o) | (p) | (q) | (r) | (s) | (t) | (u) | (v) | (w) | (x) | (y) | (z) | (aa) |
| 2000 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 19.1 | | | | | | | | |
| 2001 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 17.7 | | | | | | | | |
| 2002 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 16.9 | | | | | | | | |
| 2003 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 17.0 | | | | | | | | |
| 2004 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 17.3 | | | | | | | | |
| 2005 | 87.1 | | | | | | | | | | 34.7 | | | | | | | | 17.9 | | | | | | | | |
| 2006 | 81.5 | | | | | | | | | | 35.8 | | | | | | | | 18.3 | | | | | | | | |
| 2007 | 81.1 | 46.2 | 34.9 | 52.1 | 333 | 188 | 324 | 32 | 50 | 132 | 39.7 | 15.0 | 10.7 | 9.4 | 4.6 | 71% | 57% | 19.3 | 10.7 | 5.4 | 3.3 | | | | | | |
| 2008 | 84.6 | 45.2 | 39.3 | 54.8 | 354 | 194 | 331 | 31 | 51 | 132 | 41.2 | 15.0 | 11.1 | 9.9 | 5.2 | 68% | 57% | 19.4 | 10.2 | 5.7 | 3.5 | | | | | | |
| 2009 | 78.0 | 38.2 | 39.8 | 58.5 | 372 | 213 | 339 | 38 | 52 | 132 | 43.5 | 12.9 | 14.1 | 11.2 | 5.3 | 65% | 57% | 18.3 | 8.5 | 6.4 | 3.4 | | | | | | |
| 2010 | 70.1 | 36.4 | 33.7 | 55.6 | 338 | 218 | 346 | 46 | 54 | 132 | 44.2 | 12.6 | 15.4 | 11.7 | 4.5 | 72% | 57% | 18.9 | 9.1 | 6.7 | 3.2 | | | | | | |
| 2011 | 74.1 | 40.3 | 33.8 | 55.2 | 324 | 228 | 354 | 46 | 55 | 132 | 45.9 | 14.2 | 14.8 | 12.5 | 4.5 | 69% | 57% | 20.1 | 9.9 | 7.1 | 3.1 | | | | | | |
| 2012 | 67.9 | 35.9 | 31.9 | 48.8 | 250 | 238 | 361 | 36 | 56 | 132 | 39.5 | 13.0 | 8.9 | 13.3 | 4.2 | 74% | 57% | 20.3 | 9.6 | 7.6 | 3.1 | | | | | | |
| 2013 | 67.3 | 37.0 | 30.3 | 52.1 | 272 | 249 | 368 | 31 | 57 | 132 | 40.2 | 13.6 | 8.4 | 14.2 | 4.0 | 77% | 57% | 21.7 | 10.5 | 8.1 | 3.1 | | | | | | |
| 2014 | 72.6 | 43.9 | 28.6 | 46.5 | 233 | 232 | 376 | 35 | 58 | 132 | 41.9 | 16.5 | 8.1 | 13.5 | 3.8 | 79% | 57% | 23.6 | 13.0 | 7.7 | 3.0 | | | | | | |
| 2015 | 70.6 | 42.3 | 28.2 | 45.2 | 212 | 240 | 383 | 45 | 59 | 132 | 43.8 | 16.2 | 9.6 | 14.3 | 3.7 | 84% | 57% | 24.9 | 13.6 | 8.1 | 3.1 | | | | | | |
| 2016 | 76.2 | 47.1 | 29.1 | 44.0 | 202 | 238 | 390 | 45 | 61 | 132 | 45.8 | 18.4 | 9.1 | 14.4 | 3.8 | 85% | 57% | 27.1 | 15.6 | 8.2 | 3.3 | | | | | | |
| 2010~14平均 | 70.4 | 38.8 | 31.6 | 51.6 | 283 | 233 | 361 | 39 | 56 | 132 | 42.3 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | 4.2 | 74% | 57% | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 | | | | | | |
| 方法 | [要覧] | 関係 | 関係 | [要覧] | 関係 | 関係 | 求解 | ※1 | ※1 | ※2 | [要覧] | 伐採立木材積 | 関係 | 関係 | 関係 | 関係 | ※2 | ※2 | [需表] | [Table8] | [要覧] | [Table8] | 国内生産 | 関係 | 関係 | 関係 | 関係 |
| | 立木伐採面積 | l/g | o/j | 間伐実績 | d-f | n/i | ※1 | m/e | ※1 | ※2 | 伐採立木材積 | t/p | k-l-n-o | u/q | v/r | (t+g+v)/j/a | ※3 | 国内生産 | (r) | [Table8] | [要覧] | 関係 | 関係 | 関係 | 関係 | 関係 | |

(資料) 「森林・林業統計要覧」「木材需給表」「木材需給表」、筆者推計
 (注1) 本表は、統計値を既知とし、その他の値を Table10と合わせて推定した結果である。
 (注2) 表下端の行に、「統計名」と項目名、または以下の推定方法を記した(詳細は本文を参照)。
 ・求解：以下を仮定し、Excelソルバーを援用して値を求めた。
 ※1：面積当たり伐採材積(人工林皆伐)・回(利用間伐)は、各年の「素材生産費等調査報告書」により試算した面積当たり立木伐採材積(皆伐、間伐)の直線近似)と同じ割合で増加すると仮定した。
 ※2：面積当たり伐採材積(天然林皆伐)と利用率(利用間伐)は、期間中同じ値とした。
 ※3：利用率(人工林皆伐)は、85%以下と仮定した。
 ・関係：記載の関係式で求めた。
 ・仮定：式を仮定した。

| 年 | 人工造林面積(千ha) | | | 造林率(%) | | | (参考) | | |
|-----------|-------------|------|------|--------|------|---------|------|------|------|
| | 計 | 再造林 | 拡大 | 再造林 | 拡大 | 再造林 | 面積 | 面積 | 面積 |
| | (w) | (x) | (y) | (z) | (aa) | (ab) | (ac) | (ad) | (ae) |
| 2000 | 35.9 | 19.4 | 16.5 | | | | | | |
| 2001 | 32.5 | 18.0 | 14.4 | | | | | | |
| 2002 | 30.1 | 16.2 | 13.9 | | | | | | |
| 2003 | 28.9 | 16.6 | 12.3 | | | | | | |
| 2004 | 28.5 | 17.0 | 11.5 | | | | | | |
| 2005 | 28.6 | 18.7 | 9.9 | | | | | | |
| 2006 | 28.5 | 20.0 | 8.5 | | | | | | |
| 2007 | 33.8 | 25.1 | 8.7 | 54% | 25% | 47% | 36% | | |
| 2008 | 31.9 | 23.8 | 8.1 | 53% | 21% | 47% | 35% | | |
| 2009 | 30.1 | 20.6 | 9.4 | 54% | 24% | 44% | 36% | | |
| 2010 | 24.1 | 18.0 | 6.1 | 50% | 18% | 43% | 39% | | |
| 2011 | 23.5 | 17.7 | 5.8 | 44% | 17% | 46% | 41% | | |
| 2012 | 25.4 | 19.8 | 5.5 | 55% | 17% | 60% | 49% | | |
| 2013 | 27.3 | 20.2 | 7.2 | 54% | 24% | 63% | 50% | | |
| 2014 | 24.8 | 19.2 | 5.6 | 44% | 19% | 62% | 50% | | |
| 2015 | 25.2 | 20.6 | 4.6 | 49% | 16% | 60% | 53% | | |
| 2016 | 27.1 | 22.4 | 4.6 | 48% | 16% | 61% | 54% | | |
| 2010~14平均 | 25.0 | 19.0 | 6.0 | 49% | 19% | 54% | 45% | | |
| 方法 | [要覧] | [要覧] | [要覧] | 関係 | 関係 | n/(m+n) | f/d | | |

Table 10. 植伐関連データの推定：森林資源に関する部分

| | 植伐データ再現用に設定した2010年森林資源の値と伐採面積率等の推定値 | | | | | | | | | | | | | | | | | | 算出方法 | | | | | | |
|--|-------------------------------------|-----|-----|-----|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------------|-------|-----|-----|-------|
| | 計 | 1齢級 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | | 18 | 19以上 (20以上) | | | | |
| (1) 人工林面積 (2010年) (千ha) | 10,411 | 153 | 156 | 188 | 277 | 445 | 697 | 966 | 1,303 | 1,598 | 1,577 | 1,258 | 690 | 286 | 184 | 155 | 126 | 99 | 77 | 178 | 設定 ※1 | | | | |
| (2) // 面積当たり蓄積 (m³/ha) | 3 | 18 | 53 | 93 | 134 | 177 | 220 | 260 | 291 | 320 | 346 | 373 | 400 | 418 | 418 | 418 | 418 | 419 | 419 | 419 | | 設定 ※2 | | | |
| (3) 伐採面積率 (人工林皆伐) (前期の一つ下の齢級面積に対する%, 年当たり) | | | | | 10.94% | 10.94% | 10.94% | 10.94% | 3.28% | 3.28% | 3.28% | 3.28% | 0.50% | 0.66% | 0.82% | 0.82% | 0.82% | 0.82% | 0.82% | 0.82% | 0.82% | 求解 ※3 | | | |
| (4) // (切捨間伐) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | // | | | |
| (5) // (利用間伐) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | // | | | |
| (6) 皆伐面積 (人工林) (千ha/年) | 38.9 | | | | | | | | | | | | 8.0 | 7.9 | 8.3 | 5.7 | 5.7 | 2.3 | 1.5 | 1.3 | 1.0 | 0.8 | 0.6 | 1.5 | 関係 ※4 |
| (7) 間伐面積 (切捨) | 282.1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | // |
| (8) 間伐面積 (利用) | 234.6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | // |
| (9) 材積間伐率 (切捨) | 18.1% | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | // |
| (10) 材積間伐率 (利用) | 18.1% | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | // |
| (11) 天然林面積 (2010年) (千ha) | 13,261 | | | | | | 30.4 | 48.7 | 76.2 | 31.7 | 42.7 | 52.4 | | | | | | | | | | | | | |
| (12) 伐採面積率 (天然林) (%/年) | 0.24% | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |

| | 皆伐面積 (千ha) | | 間伐面積 (千ha) | | 面積当たり伐採材積 (m³/ha) | | 伐採材積 (百万m³) | | 木材供給量 (百万m³) | | | | | | | | | | |
|-------------------|------------|------|------------|-------|-------------------|-------|-------------|------|--------------|-------|------|------|------|-------|-----|------|------|-------|------|
| | 人工林 | 天然林 | 計 | 切捨 | 利用 | 人工林 | 天然林 | 人工林 | 天然林 | 人工林 | 天然林 | | | | | | | | |
| (13) 実績値 | 70.4 | 38.8 | 31.6 | 516.4 | 283.1 | 233.3 | 360.9 | 39.3 | 55.9 | 132.0 | 42.3 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | 4.2 | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 |
| (14) 再現値 | 70.4 | 38.9 | | 516.6 | 282.1 | 234.6 | 360.2 | 39.5 | 55.5 | | 42.3 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 |
| (15) 再現値の対実績値差 ※8 | 0.1% | 0.2% | | 0.0% | -0.4% | 0.5% | -0.2% | 0.5% | -0.6% | | 0.0% | 0.0% | 0.2% | -0.1% | | 0.0% | 0.0% | -0.1% | 0.0% |

| | 人工造林面積 (千ha) | | 造林率 (%) | | 利用率 (%) | |
|----------|--------------|------|---------|-----|---------|-----|
| | 計 | 再造林 | 人工林 | 天然林 | 人工林 | 天然林 |
| (16) 実績値 | 25.0 | 19.0 | 6.0 | | | |
| (17) 再現値 | 25.1 | 19.0 | | | | |
| (18) | 0.1% | 0.2% | | | 49% | 19% |

(注1) 本表は、再現値の対実績値差の二乗和がなるべく小さくなるよう、Table 9 と合わせて求解対象の値をExcelソルバーを用いて求めた結果である。

(注2) 方法の欄に、以下の推定方法を記した(詳細は本文を参照)。

※1：2010年の人工林齢級別面積は、「森林資源の現況」の2007年・12年の人工林齢級別面積から補間で算出した。
ただし、1~3齢級面積は、過去の人工造林面積を充てた。

※2：2010年の人工林齢級別面積当たり蓄積は、2010年蓄積を※1と同様に算出し、これを面積で割って算出した。
ただし、高齢級の値が低齢級の値より低い場合は、低齢級の値を充てた。

また、伐採材積の計算時は、齢級間の平均値を用い、20齢級以上は19齢級と同じ値とした。

※3：人工林の齢級別伐採面積率(皆伐、利用間伐、切捨間伐)は、値のパターンを想定し、Excelソルバーを用いて値を求めた。

※4：皆伐面積・間伐面積は、(人工林齢級別面積)×(伐採面積率)の関数式で求めた。

※5：材積間伐率は、(利用)÷(切捨)に仮定し、Excelソルバーを用いて値を求めた。

※6：2010年の天然林面積は、※1と同様に補間で算出した。

※7：天然林の伐採面積率は、(Table 9 で推定される天然林皆伐面積)÷(天然林面積)の関数式で求めた。

※8：再現値が空白の項目は、Table 9 の推定値をそのまま用いているもの。

は、人工林皆伐の利用率と各年同じ値を取ると仮定した。

Table 10の「森林資源現況」に基づくデータでは、以下が値を求める対象となる。

人工林齢級別皆伐面積率 (Table 10の(3)行) は、4.3. で得た仮値 (年あたりに直すと10・11 齢級0.6%、12 齢級0.8%、13 齢級以降1%、他の齢級はゼロ) を初期値としてこれらの間の比を固定し、値を求めた。

利用間伐の齢級別伐採面積率 (Table 10の(5)行) は、8～12 齢級で同じ値を取ると仮定し、他の齢級ではゼロとして、値を求めた。切捨間伐の伐採面積率 ((4)行) では、5～7 齢級と8～10 齢級でそれぞれ同じ値と仮定し、他の齢級ではゼロとした。

材積間伐率 ((9)行、(10)行) は、切捨間伐の値が利用間伐の値を上回らないとの制約を課し、それぞれの値を求めた。

計算した期間と初期値については、林業関連統計に基づく植伐関連データ (Table 9) は2007年以降を計算した。「森林資源現況」に基づく植伐関連データ (Table 10) は、起点を2010年とし、その人工林齢級別面積・蓄積 ((1)行、(2)行) は2012年・17年の値を補間して与え、1期5年分を計算した。

そして、前者から算出される2010～14年の実績値の合計ないし平均 ((Table 10の(13)行)) と、後者から算出される再現値 ((Table 10の(14)行)) とを比較し、その差 (Table 10の(15)行「再現値の対実績値差」) の二乗和を最小化する最適解を求めた。

なお、林業関連統計に基づく実績値と「森林資源現況」に基づく再現値の直接的な突合は2010～14年に限られるが、前者のうち求解するデータ (面積当たり伐採材積、利用率) については前述したように2007～16年の傾向を仮定したので、この期間にわたって整合的な値が求まることになる。

値を求めるにあたっては、中島ら (2018) にならってExcelのソルバーを援用した。このソルバーで得られる解の全体最適性は保証されないが (藤澤ら2011)、最適解を見つける確率を増すようマルチスタートを多数回繰り返して、妥当と思われる解が得られるようにした。

今回得られた結果では、両者の対応する植伐関連データの差 (Table 10の(15)行) はいずれも1%未満に収まっており、これが最適解とは言えないものの、概ね両者が一致する整合的な推計が得られたと考えられた。

以下では、得られたデータのうち主なものについて、既往文献の報告値などと比較する。

得られた伐採面積率は1年当たりになると、人工林齢級別皆伐 (Table 10の(3)行) では10～11 齢級0.50%、12 齢級0.66%、13 齢級以降0.82%、切捨間伐 ((4)行) では5～7 齢級10.9%、8～10 齢級3.3%、利用間伐 ((5)行) では8～12 齢級3.5%となった。なお、天然林皆

伐面積率 (Table 10(12)行) は0.24%と計算された。人工林皆伐面積 ((6)行) は2010～14年平均38,900haで、人工林面積全体に対する割合は0.37%となり、岡・久保山 (2012) が推定した2002～07年の約0.3% (1/366) をやや上回る水準であった。

材積間伐率は、切捨・利用とも18%が得られた (Table 10の(9)、(10)行)。植田 (2012) は、鳥取県民有林スギ・ヒノキ人工林収穫予想表から「材積間伐率=100×本数間伐率÷(200-本数間伐率)」の関係式を導いており、これに本数間伐率30%を当てはめると材積間伐率は18%と計算される。また、野々田 (2018) は三重県の間伐事例から下層間伐時の本数間伐率と材積間伐率の関係を示しており、これによれば本数間伐率30%の場合の材積間伐率は無間伐林分で10数%、間伐実施林分で20%程度となっている。ここで得た材積間伐率は、これらの報告に比較的近い。

面積当たり伐採材積は、人工林皆伐 (Table 9の(g)列) では2007年324m³/haが2016年390m³/haに、利用間伐 ((i)列) では50m³/haが60m³/haとなる結果が得られたが、これらは4.4で述べたように「素材生産費等調査報告」から得られる増加傾向を仮定して求解したものである。切捨間伐の場合 ((h)列) は、2007年32m³/haが2016年46m³/haになると算出されたが、これは他のデータとの関係から毎年ごとに算出される伐採材積と面積から計算されたものである。期間中一定を仮定した天然林皆伐では、132m³/haの値が得られた ((j)列)。なお、「素材生産費等調査報告」を用いて筆者が推計した面積当たり立木伐採材積は、人工林皆伐で2007年435m³/ha、2016年524m³/ha、同じく利用間伐で111m³/ha、135m³/haであったから (Table 7の(g)列)、得られた値は前者で約4分の3、後者で5割弱にしかない。同報告書が一般的な素材生産事例を収集したものとすれば、この乖離の要因として「森林資源の現況」の面積当たり蓄積が現実より小さいことが考えられる²⁰⁾。天然林の132m³/haは、「森林資源の現況」による全齢級平均の面積当たり蓄積 (2007年133m³/ha、2012年139m³/ha、2017年144m³/ha) と近い値となっている。

利用率は、期間中同じ値と仮定して求解した利用間伐について57%が得られ (Table 9の(q)列)、毎年同じ値を取る仮定で算出された人工林皆伐・天然林皆伐の利用率は65%～85%で推移し、2010～14年平均は74%であった (Table 9の(p)列、(r)列)。利用間伐の利用率は、Hiroshima et al. (2018) はデータの得られた県の平均として67%を挙げており、ここで得た値はこれより小さい。人工林皆伐については、80%をやや上回る利用率が用いられる例が多く見受けられるが (森林基本計画研究会 (1997) では1978～83年の人工林素材換算率を81～84%、将来を82%としている。森林研究・整備機構森林保険センター (2017) は標準利

用率を、例えば胸高直径 24～26cm では 82%、28～30cm では 85% としている)、「平成 24 年度森林・林業白書」(林野庁 2013) ではスギ人工林 50 年主伐の利用率として 75% を用いており、ここで得られた値に近い。

なお、利用間伐率(間伐全体に占める利用間伐の割合)を材積・面積それぞれについて計算してみると、材積の場合は 2011 年までの 40% 台が 2012 年以降は 60% 台へと大きく上昇し、面積でも 30% 台から 50% 前後へと同様に上昇が観察される(Table 9 の (ab) 列、(ac) 列)。この変化は、2012 年の森林経営計画制度導入に伴う利用間伐の進展が表われたものと見てよいだろう。Hiroshima et al. (2018) では 2012 年の民有林の利用間伐率(材積または面積について各県の報告値あるいは推定値から得られる全国平均)を 46% と推定しており、ここで得た値はやや高い。

再造林率(Table 9 の (z) 列)は 44～55% の推移となり、2010～14 年平均は 49%、同じく拡大造林率((aa) 列)は 16～25% および 19% となった。全国の再造林率を示す統計値は筆者には見つけられていないが、都道府県が示している例では、宮崎県環境森林部(2017)は 2010 年度の再造林率 59% が 2015 年度は 76% と上昇傾向にあるとし、一方で青森県(2015)は約 3 割程度、岩手県農林水産部森林整備課(2014)は 1/3 を下回る状況、秋田県農林水産部林業研修センター(2017)は 2 割程度としている。やや時期を遡るが、村上ら(2011)はリモートセンシングデータを用いて九州本島全域での人工林伐採跡地に対する再造林放棄地発生率を計算し、2002 年以降は 30.9% と報告している。ここで得られた再造林率は、比較的高いと見られる九州と低いと見られる東北との中間に位置するかどうかとなっている。

以上のように、得られたデータは既往報告の値と若干相違するものもあるが、近い値となっているものもある。想定した植伐関連データの関係と種々の仮定の下に得られたものであるが、「森林資源の現況」と林業関連統計を用いた限りでは整合的に得られた結果と考え、これらを 2010～14 年の直近の現状とみなして、次章の将来推計時に用いることとした。

4.7 所要労働量の想定と国勢調査における林業従事者との比較

林業作業のうち、地拵から切捨間伐までの所要労働量は、「森林環境保全直接支援事業環境林整備事業 作業工程表(平成 30 年 3 月)」(林野庁整備課 2018)に掲げられた人工数を基に、中島ら(2018)にならって従来型と省力型の林業作業を想定し、年齢別の面積当たり人工数を設定した(Table 11)。省力型では、機械地拵えとコンテナ苗使用、下刈回数削減による人工数削減を想定した。このうち地拵植付から除伐まで(1～2 年齢)の所要労働量は、従来型 74 人日/ha に対し、省

Table 11. 人工林年齢別育林作業の所要労働量の設定値

| 年齢 | (人日/ha) | |
|------|---|--|
| | 従来 | 省力 |
| 1 | 29 地拵植付 (2500本/ha) | 12 地拵植付 (機械地拵, コンテナ苗, 2500本/ha) |
| | 38 下刈(5回) | 23 下刈(3回) |
| 2 | 7 除伐 | 7 除伐 |
| 5～12 | 6 保育間伐 (/回) (回数は間伐 面積率で設 定) | 6 (左に同じ) |

(資料)：「森林環境保全直接支援事業環境林整備事業 作業工程表(平成30年3月)」(林野庁整備課 2018)を基に筆者が設定

力型では 42 人日/ha と約 4 割少ない設定としている。

なお、現在、試験研究や林業の現場では造林コスト低減に向けた取り組みが精力的に進められており、例えば森林総合研究所(2013)では、伐出・植栽の一貫作業システムによる地拵・植栽コスト削減、コンテナ苗活用による植栽効率向上、下刈回数の削減等により約 35% 程度のコスト削減可能、との研究成果が紹介されている。本稿で想定した省力型は、これらの成果を反映した形となっている。他に、植栽本数を減らす低密度植栽も期待されているが、「成林の確実性、コスト削減効果、気象害や病虫獣害等への耐性等について十分な知見が得られていない状況」(林野庁 2016b)にあり、また間伐回数や伐採時の材積も変わり得ると考えられ、本稿では所要労働量削減の方法として想定することはしない。したがって本稿では、省力型に移行後の所要労働量は変わらないと想定することとした。ただ、作業方法改善や植栽器具改良等によりある程度の省力化は考えられるから、後述の将来推計(5.4)においては所要労働量を機械的に引き下げる場合も試算した。

皆伐と利用間伐の所要労働量は、「素材生産費等調査報告」による皆伐全樹種計・間伐全樹種計の素材生産性(労働生産性)を用いて、木材供給量を素材生産性で割って算出した。将来の素材生産性は、皆伐・間伐とも趨勢的上昇が観察されることから、野田(2012)にならって今後も上昇が続くと想定した。上昇傾向を与えるため、2050 年の皆伐生産性を 20 人日/m³、間伐生産性を 12 人日/m³と仮定し²¹⁾、2017 年以降を線形補間した。なお、5 章の将来推計は 1 期 5 年単位で行うため、5 年間平均を取った(Table 12)。この想定では、2010～14 年平均の皆伐 5.6 人日/m³、利用間伐 3.8

Table 12. 皆伐・間伐の素材生産性の推移と設定値

| 実績値推移 年 | (m ³ /人日) | |
|------------|----------------------|------------|
| | 皆伐 全樹種計 | 間伐 全樹種計 |
| 2000 | 3.6 | 2.3 |
| 2001 | 3.8 | 2.5 |
| 2002 | 4.1 | 2.6 |
| 2003 | 4.2 | 2.4 |
| 2004 | 3.6 | 2.1 |
| 2005 | 3.5 | 2.5 |
| 2006 | 5.0 | 3.1 |
| 2007 | 4.6 | 3.0 |
| 2008 | 4.0 | 3.5 |
| 2009 | 4.8 | 3.5 |
| 2010 | 5.0 | 3.5 |
| 2011 | 5.6 | 3.7 |
| 2012 | 5.3 | 3.7 |
| 2013 | 5.9 | 4.2 |
| 2014 | 6.3 | 4.2 |
| 2015 | 6.7 | 4.0 |
| 2016 | 7.1 | 3.9 |

資料：平成28年次素材生産事例調(林野庁企画課)

設定値

| | 皆伐 | 利用間伐 |
|---------|------|------|
| 2010-14 | 5.6 | 3.8 |
| 2015-19 | 7.5 | 4.4 |
| 2020-24 | 9.4 | 5.6 |
| 2025-29 | 11.3 | 6.8 |
| 2030-34 | 13.2 | 7.9 |
| 2035-39 | 15.1 | 9.0 |
| 2040-44 | 17.0 | 10.2 |
| 2045-49 | 18.9 | 11.3 |

資料：筆者設定

人日/m³に対し、2025～29年には11.3人日/m³、6.8人日/m³とそれぞれ約2倍、約1.8倍に上昇、2045～49年には18.9人日/m³、11.3人日/m³と約3.3倍、約3倍に上昇する。

ここで、前節で得られた植伐関連データから算出される所要労働量と、国勢調査の林業従事者数を比較してみる。2010～14年平均の所要労働量を従来型で算出すると、育林(1～2齢級)190万人日、切捨間伐170万人日、利用間伐190万人日、皆伐240万人日、計790万人日となった(後掲Table 14の2010～14年の値を参照)。これを、「就業構造基本調査」から得られる1人当たり年間労働日数210日²²⁾を用いて換算すると3.8万人となるが、2010・15年国勢調査から算出される2010～14年平均の林業従事者数4.9万人(2010年5.1万人、2015年4.5万人から間の年を線形補間して平均を算出)と比べて少ない。その理由として、国勢調査における林業従事者には、職業小分類として「育林従事者」と「伐木・造材・集材従事者」の他に、「その他の林業従事者」²³⁾が1割前後・約5千人含まれる

ことが挙げられる(2010年、2015年の場合。Table 1参照)。ただ、2章の林業従事者数の将来推計では、これら職業小分類間で職業移動もあり得ると考え、「その他」を含めて一括で扱った。2つめとして、1人当たり年間労働日数が210日より少なければ、所要労働量から換算した人数はもう少し多いことになる。ただ、「国勢調査」と「就業構造基本調査」で捕捉する林業従事者に大きな差異があるとは考えにくい。3つめの理由として、上記の人工数は現実よりも厳しめの設定になっている可能性、また上記で設定した所要労働量は最小限の想定であり、補植や雪起こし、枝打ち、見回りなど他の作業は含めてないことが考えられる。これら作業の全国的な実施状況や工数は把握が至らず、本稿では含めなかった。

元々、国勢調査で把握される林業従事者数は9月末の従事状況によるもので、所要労働量と一致するとは限らない。そこで、現状の所要労働量と林業従事者数は実数では乖離があるものの、現状において対応関係にあるとみなし、将来推計ではそれぞれを指数化してその変化率を観察することで、所要労働量と林業従事者数の大小を議論することとした。

5. 将来推計の結果

5.1 将来推計の方法と想定したケース

本章では、4章で得た植伐関連データを用いて森林資源構成に基づき将来の木材供給量と林業作業の所要労働量を推計し、3章で想定した国産材需要量と2章で推計した林業従事者数(ベースケースおよび若年層変化パラメーターを引き上げた場合)との大小を比較検討する。

諸データの現状値には2010～14年平均を用い、推計の起点を2015年として、1期5年で推計した。現状としてはやや古い期間となるが、国勢調査による林業従事者数は2015年が最新のため、その直前の5年間をとった。林業従事者数・木材需要量・素材生産性については、各年の値(林業従事者数では5年おきの値を線形補間で算出)を該当期間で平均して用いた(Table 13)。

4章で推計した現状の木材供給量と所要労働量は、統計値との間で前者ではわずかに、後者では明瞭に実数の差があるため、推計結果と国産材需要量・林業従事者数の比較は実数ではなく、現状を100とする指数で比較した。

推計は以下のケースを想定し、期間は木材需要と比較するため2025～29年までとした。まず、「なりゆき」の場合(推計1)として、4章で得た値をそのまま用いて推計した。次に、国産材需要量として3章で得た想定(以下、「想定需要」)を充たすよう人工林皆伐面積率を上げた場合の所要労働量を推計し(推計2)、同様に3.5.で取り上げた基本計画相当の需要(2014年・20

Table 13. 国産材需要・林業従事者数・素材生産性の将来値および将来推計結果(推計1・2・3・2b・2c)の要約

| 期間 | 国産材需要 | | 林業従事者数 | | 素材生産性 | | 推計1 | | 推計2 | | 推計3 | | 推計2b | | 推計2c | | |
|--------------------|---------------------|---------------------|------------|------------|----------------------|----------------------|-------------------------|------------|-------------------------|------------|-------------------------|------------|------------|--------------------------|--------------------------|------------|------------|
| | 想定需 要 | 計画相 当需要 | ベース ケース | 若年層 変化率 | 皆伐 | 利用間 伐 | 木材 供給量 | 所要 労働量 | 木材 供給量 | 所要 労働量 | 木材 供給量 | 所要 労働量 | 所要 労働量 | 皆伐 生産性 | 間伐 生産性 | 所要 労働量 | 所要 労働量 |
| | (百万m ³) | (百万m ³) | (千人) | (千人) | (m ³ /人日) | (m ³ /人日) | (百万 m ³) | (百万人 日) | (百万 m ³) | (百万人 日) | (百万 m ³) | (百万人 日) | (百万人 日) | (m ³ /人 日) | (m ³ /人 日) | (百万人 日) | (百万人 日) |
| 2010~14 | 20.9 | 20.9 | 48.9 | 48.9 | 5.6 | 3.8 | 20.9 | 7.9 | 20.9 | 7.9 | 20.9 | 7.9 | 7.9 | 5.6 | 3.8 | 7.9 | 7.9 |
| 2015~19 | 29.0 | 28.3 | 43.3 | 44.4 | 7.5 | 4.4 | 23.8 | 7.2 | 29.1 | 7.2 | 28.2 | 7.1 | 7.0 | 7.8 | 4.6 | 7.0 | 7.0 |
| 2020~24 | 34.0 | 35.2 | 38.4 | 40.2 | 9.4 | 5.6 | 25.3 | 6.4 | 33.9 | 6.8 | 35.1 | 7.0 | 6.2 | 11.0 | 6.6 | 6.5 | 6.5 |
| 2025~29 | 34.0 | 40.0 | 34.1 | 37.1 | 11.3 | 6.8 | 25.9 | 5.8 | 34.0 | 5.9 | 40.1 | 6.8 | 5.5 | 12.9 | 7.7 | 5.6 | 5.6 |
| 指数 (2010~14平均=100) | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2015~19 | 139 | 135 | 89 | 90 | 134 | 115 | 114 | 91 | 139 | 91 | 135 | 89 | 89 | 140 | 120 | 88 | 88 |
| 2020~24 | 162 | 168 | 78 | 82 | 168 | 147 | 121 | 80 | 162 | 86 | 168 | 88 | 78 | 196 | 171 | 81 | 81 |
| 2025~29 | 162 | 191 | 70 | 76 | 202 | 177 | 124 | 74 | 162 | 75 | 191 | 86 | 70 | 230 | 201 | 70 | 70 |

(注) 2010~14年は実績値または筆者推計、2015年以降は筆者による将来推計。各推計の設定は以下のとおり。

推計1：なりゆきの場合（育林は従来型）

推計2：想定需要を充たす木材供給を行う場合（育林は省力型）

推計3：計画相当需要を充たす木材供給を行う場合（育林は省力型）

推計2b：推計2で、素材生産性向上加速により所要労働量をベースケース並みに抑える場合

推計2c：推計2で、再造林率低下（49%→39%）により所要労働量をベースケース並みに抑える場合

年・25年の木材供給量目標の間の各年を線形補間し、2025年以降は同じ値が継続と仮定して、該当期間を年平均した。以下、「計画相当需要」を充たす場合を推計した（推計3）。さらに、推計2では従事者数が所要労働量に対して不足する推計となったが、その不足を所要労働量抑制で解消する方策の検討として、素材生産性向上を加速させる場合（推計2b）と再造林率低下を許容する場合（推計2c）を試算した。

なお、植伐や所要労働量の長期的推移を観察するため、推計2については2030年以降も同じ皆伐面積率が継続すると想定して2045～49年の期間まで推計した。

各推計の結果はTable 13に要約した。以下では、詳細表も併せて各推計結果を述べる。

ここで、「なりゆき」で想定した労働力と木材需給に関する内容を確認しておきたい。

林業従事者数は、2010→15年の変化パラメーターが継続と想定するベースケース（2010～14年を100とすると、2015～19年89、2020～24年78、2025～29年70）を用いた。

国産材需要量は、「想定需要」の場合、製材合板等用材は2030年新設住宅着工戸数70万戸・同用材の自給率が2017年44%から2030年61%まで直線的上昇との想定の下で1800万 m^3 台が維持され、パルプ・チップ用材は2017年520万 m^3 が2030年460万 m^3 へ漸減し、燃料材は未利用木質バイオマス発電設備の既認定容量が2021年度までに導入される想定により2017年600万 m^3 が2021年1030万 m^3 へ増加して、合わせた「想定需要」は2010～14年2090万 m^3 が2015～19年2900万 m^3 、2020年台は3400万 m^3 と想定した（2010～14年を100とすると、2015～19年139、2020～24年162、2025～29年162）。「計画相当需要」の場合は、「森林・林業基本計画」の示す2014年の木材供給量2,400万 m^3 、2020年目標3,200万 m^3 、2025年4,000万 m^3 を用いて、2010～14年を100とすると、2015～19年135、2020～24年168、2025～29年191と想定した。

植伐関連データの中で留意する点としては、齢級別に求めた伐採面積率は推計期間中変わらないとしているので、人工林齢級構成の高齢化による皆伐面積の増加と、面積当たり蓄積の高い齢級が伐られることで、木材供給量はしだいに増加することが織り込まれている。一方で、切捨間伐は対象齢級面積が減少してゆき、また利用間伐は切捨間伐を追うように減少する。

素材生産性は、2010～14年の皆伐5.6人日/ m^3 ・利用間伐3.8人日/ m^3 が2015～29年には11.3人日/ m^3 ・6.8人日/ m^3 と、約2倍・約1.8倍に上昇することを想定した。一方、育林については、従来型の所要労働量のままで省力化が進まない想定とした。

5.2「なりゆき」の場合（推計1）

現状が「なりゆき」で推移する場合として、4章で得た植伐関連データをそのまま用い、育林作業は従来型として将来推計した結果をFig. 16、Table 14に示す。

木材供給量は、2010～14年平均を100とする指数で見た場合、2015～19年114、2020～24年121、2025～29年124と増加するが、木材需要量は想定需要の場合に139、162、162、計画相当需要の場合は135、168、191となるので、2025～29年の木材供給量は想定需要の約4分の3、計画相当需要の約3分の2にしかならない。

一方、所要労働量は2015～19年91、2020～24年80、2025～29年74と推計された。減少するのは、仮定した伐採生産性の上昇（皆伐では134、168、202）が皆伐の増加（人工林皆伐による木材供給量は132、158、179）を上回り、間伐が急速に減少（切捨間伐面積は69、48、36、利用間伐材積は94、77、57）するため、所要労働量のうち育林（1～2齢級）は増加（115、131、142）するものの、全体としては減少する。けれども、従事者数推計がベースケースの場合は89、78、70と推移するので、2025～29年には所要労働量の約5%が不足することになる。

このように、現状が「なりゆき」で推移した場合、木材供給量は国産材需要を大きく下回り、所要労働量は従事者数を上回ってやや不足する推計となった。ここで、木材供給量の増加は、本モデル上では皆伐（利用間伐）面積率が高い齢級、また面積当たり蓄積が高

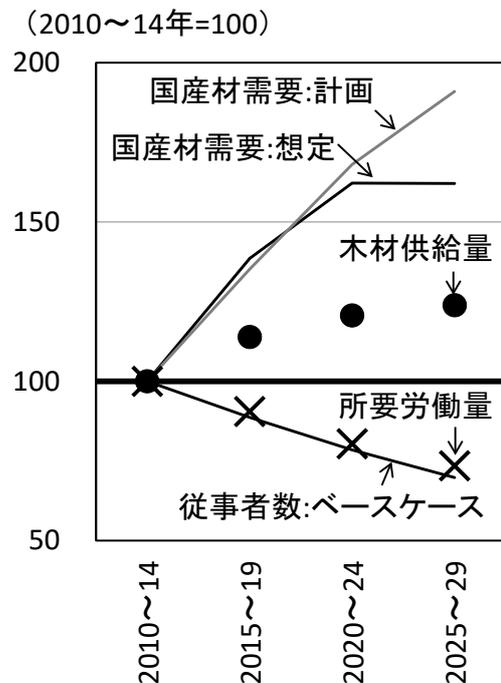


Fig. 16. 推計1（なりゆき）の将来推計結果：木材供給量、所要労働量（資料）筆者推計

Table 14. 推計1(なりゆき)の将来推計結果

育林工数：従来 人工林皆伐面積率：現状 再造林率：現状 (49%)

| 育林工数 | 伐面積率の倍率 | 皆伐面積 (千ha) | | 間伐面積 (千ha) | | 伐採材積 (百万m³) | | 木材供給量 (百万m³) | | 人工造林面積 (千ha) | | 所要労働量 (百万人日) | | 皆伐 (人,天) | | | | | | | | | | | |
|-------------------------------|---------|------------|------|------------|-----|-------------|------|--------------|------|--------------|-------|--------------|-------|----------|-------|-------|-------|-----|-----|-----|-----|------|----------------|-----|-----|
| | | 計 | 天然林 | 計 | 天然林 | 計 | 天然林 | 計 | 天然林 | 計 | 再造林 | 計 | 間伐 | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 1.00 | 70.4 | 38.9 | 517 | 282 | 235 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | 4.2 | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 | 25.1 | 19.0 | 6.0 | 7.9 | 1.9 | 3.6 | 1.7 | 1.9 | 2.4 | | |
| 2015~19 | 1.00 | 80.6 | 48.8 | 31.8 | 406 | 195 | 18.5 | 8.1 | 12.3 | 4.2 | 23.8 | 13.7 | 7.0 | 3.1 | 29.9 | 23.8 | 6.1 | 7.2 | 2.2 | 2.8 | 1.2 | 2.2 | 1.6 | 2.2 | |
| 2020~24 | 1.00 | 88.5 | 56.7 | 31.8 | 306 | 170 | 22.1 | 5.7 | 10.1 | 4.2 | 25.3 | 16.4 | 5.7 | 3.1 | 33.8 | 27.7 | 6.1 | 6.4 | 2.5 | 1.8 | 0.8 | 1.0 | 2.1 | 1.9 | |
| 2025~29 | 1.00 | 94.1 | 62.4 | 31.7 | 225 | 100 | 40.7 | 4.1 | 7.4 | 4.2 | 25.9 | 18.6 | 4.2 | 3.1 | 36.6 | 30.5 | 6.1 | 5.8 | 2.7 | 1.2 | 0.6 | 0.6 | 1.9 | 1.9 | |
| 推計値(期間中の年平均) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 指数 (2010~14平均=100) | | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2010~14 | | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2015~19 | | 114 | 125 | 101 | 79 | 69 | 132 | 73 | 94 | 101 | 114 | 132 | 94 | 101 | 120 | 125 | 101 | 91 | 115 | 76 | 69 | 82 | 93 | 93 | 93 |
| 2020~24 | | 126 | 146 | 101 | 59 | 48 | 73 | 99 | 158 | 51 | 77 | 101 | 158 | 77 | 101 | 135 | 146 | 101 | 80 | 131 | 50 | 48 | 52 | 86 | 86 |
| 2025~29 | | 134 | 160 | 100 | 44 | 36 | 96 | 179 | 37 | 57 | 100 | 124 | 179 | 57 | 100 | 146 | 160 | 100 | 74 | 142 | 34 | 36 | 32 | 80 | 80 |
| 人工林齢級別面積 (千ha) ※1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | | 計 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20以上 | 天然林面積 ※1 (千ha) | | |
| 2015 | | 10,342 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,283 | 1,569 | 1,543 | 1,229 | 679 | 282 | 180 | 152 | 123 | 97 | 121 | 104 | 13,380 | | |
| 2020 | | 10,248 | 150 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,251 | 1,530 | 1,492 | 1,179 | 651 | 270 | 173 | 146 | 118 | 93 | 215 | 13,350 | | |
| 2025 | | 10,134 | 169 | 150 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 929 | 1,220 | 1,480 | 1,431 | 1,130 | 625 | 259 | 166 | 140 | 113 | 296 | 13,319 | | |
| 2030 | | 10,005 | 183 | 169 | 150 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 672 | 906 | 1,179 | 1,419 | 1,372 | 1,084 | 599 | 248 | 159 | 134 | 392 | 13,289 | | |
| (推計に用いた人工林面積当たり蓄積 (m³/ha) ※2) | | | 3 | 19 | 59 | 102 | 142 | 184 | 226 | 266 | 301 | 327 | 353 | 377 | 401 | 428 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | | |

(注) ※1：2015年の人工林齢級別面積・天然林面積は、「森林資源の現況」の2012年・17年の値から2015年の値を補間で算出した。
 ※2：人工林齢級別面積当たり蓄積は、2015年蓄積を※1と同様に算出し、これを面積で割って算出した。推計期間中は同じ値を用いた。
 ただし、高齢級の値が低齢級の値より低い場合は、低齢級の値を充てた。
 伐採材積の計算時は、齢級間の平均値を用いた。

い年齢に人工林が進級したことで生じたものであり、国産材需要（想定需要）は、製材合板等用材の自給率の直線の上昇という仮定に基づく想定値である。この需要を木材供給量が下回るということは、与えた人工林皆伐（および利用間伐）面積率の下での人工林年齢構成の変化のみによる木材供給量増加は、想定需要の伸び、ないし自給率向上に追いつかない、というギャップを示したものと言える。

5.3 需要を充たす木材供給を行い育林作業を省力化した場合（推計2、推計3）

次に、国産材需要を充たす木材供給が行われると想定し、そのために人工林皆伐面積率を引き上げた場合を推計した。

まず、想定需要にほぼ見合うよう木材供給する場合、2015～19年の人工林皆伐面積率を現状に比べて1.38倍（各年齢一律）にし、2020～24年は1.55倍、2025～29年は1.48倍に引き上げると、供給量は2010～14年平均を100として2015～19年139、2020～24年162、2025～29年162となって想定需要とつり合う（Table 15）。この時の所要労働量であるが、育林の労働量が従来型のままでは107、105、95となり（計算表は割愛）、従事者数を維持しないと所要労働量は充足されない。しかし3. 5. で検討したように、従事者数を維持するには相当数の参入を見込まなければならない。そこで以下では、2015～19年以降の育林は省力型を前提として推計した。

Fig. 17に、想定需要に見合うよう木材供給する場合（推計2）の所要労働量と従事者数の対比を示した。所要労働量は91、86、75と推移し、ベースケースの従事者数と比べると2025～29年に所要労働量の7%が不足する。若年層の参入増加により所要労働量を充足するなら、従事者の若年層変化パラメーターを1.5倍程度に引き上げることが必要になる。

国産材需要を計画相当需要とした場合（推計3）は、皆伐面積率を1.32倍、1.62倍、1.82倍とすれば需要をほぼ充たす（Table 16）。この時の所要労働量は89、88、86となり、ベースケースの推計従事者数では2025～29年に約2割不足する推計となった（Fig. 17）。不足を解消するには、従事者の若年層変化パラメーターを2.5倍近くまで上昇させることが必要となる。

ところで、所要労働量に対する従事者数不足を解消するには、従事者を確保する以外に、所要労働量じたいを抑制することが考えられる。ここでは想定需要に見合う木材供給を行う場合に、ベースケースの従事者数並みに所要労働量を抑える方法を2とおりに検討した。

一つは、仮定した素材生産性向上の加速で（推計2b）、皆伐生産性を140、196、230（間伐生産性は120、171、201）とすれば、所要労働量は89、78、70となりベースケースの従事者数とつり合った（Table 13、Table

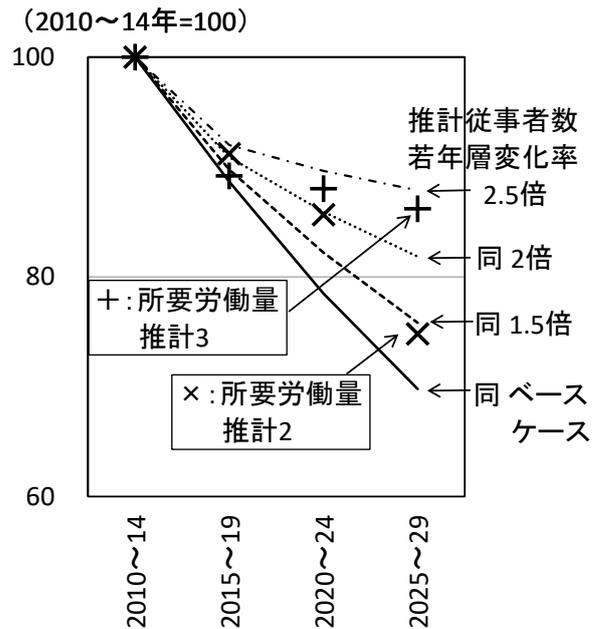


Fig. 17. 推計2（想定需要を充たし育林を省力化）・推計3（計画相当需要を充たし育林を省力化）の将来推計結果：所要労働量（資料）筆者推計

17）。仮定した皆伐の素材生産性は134、168、202（間伐は115、147、177）なので、2025～29年に仮定した向上よりも14%程度高い（現状比では皆伐2.3倍、間伐2.0倍）生産性が実現できればよいという計算になる。

もう一つは、再造林率の低下の許容である（推計2c）。計算では、再造林率を元の49%から39%に下げた場合、所要労働量は88、81、70となってベースケースの従事者数と同程度となった（Table 18）。2030年の人工林面積は、推計2の981万haに比べて1%余り少ない969万haとなるものの、この時点では再造林後の人工林がまだ間伐期に達しないので、伐採材積や木材供給量には差が生じない。木材供給量に影響が現われるのは、ここでは推計しなかった2050年より後のことになる（2015～19年の再造林木が利用間伐対象となる2050～54年以降）²⁴⁾。

ところで、将来推計において人工林皆伐の利用率（4.2. で定義した、伐採材積に対する木材供給量の比）はTable 9で推計された2010～14年平均の74%を用いたが、各年について得られた推計値は傾向的に上昇し2016年は設定した上限値の85%であった（Table 9の(q)列）。利用率が高ければ、より少ない伐採面積で同量の木材供給を出来ることになり、造林面積の抑制により育林の所要労働量も少なくて済むことになる。そこで、2015～19年以降の人工林皆伐（および同値と仮定した天然林皆伐）の利用率を85%と置いて国産材需要を満たす木材供給が行われるよう推計したところ（推計2d）（Table 19）、2010～14年を100とした時の人工林皆伐面積は2025～29年に197、人工造

Table 15. 推計2 (木材供給量は想定需要を充たし育林は省力化した場合)の将来推計結果(長期)

| 育林工数：省力 | 人工林皆伐面積率：アップ | | 再造林率：現状 (49%) | | 所要労働量 (百万人日) | | 所要労働量 (千人) | | 所要労働量 (百万人日) | | 所要労働量 (千人) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-----------------------|--------------|----------|---------------|---------|--------------|-----|------------|------|--------------|-------|------------|-------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|-------|-----|-----|-----|-----|-----|--|--|--|--|--|--|--|
| | 人工林皆伐面積率の倍数 | 人工林皆伐面積率 | 天然林皆伐面積率 | 天然林再造林率 | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 人工林 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 1.38 | 70.4 | 38.9 | 31.6 | 517 | 282 | 235 | 42.3 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | 4.2 | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 | 3.1 | 19.0 | 6.0 | 7.9 | 1.9 | 3.6 | 1.7 | 1.9 | 2.4 | | | | | | | | |
| 2015~19 | 1.55 | 99.2 | 67.3 | 31.8 | 406 | 195 | 211 | 50.1 | 25.5 | 8.1 | 12.3 | 4.2 | 29.1 | 18.9 | 7.0 | 3.1 | 3.1 | 39.0 | 32.9 | 6.1 | 7.2 | 1.5 | 2.8 | 1.2 | 1.6 | 2.9 | | | | | | | |
| 2020~24 | 1.48 | 118.6 | 86.8 | 31.8 | 305 | 136 | 169 | 53.7 | 33.8 | 5.7 | 10.0 | 4.2 | 33.9 | 25.1 | 5.7 | 3.1 | 48.5 | 42.4 | 6.1 | 6.8 | 2.0 | 1.8 | 0.8 | 1.0 | 3.0 | | | | | | | | |
| 2025~29 | 1.48 | 121.2 | 89.5 | 31.7 | 223 | 100 | 123 | 51.4 | 35.9 | 4.1 | 7.3 | 4.2 | 34.0 | 26.7 | 4.2 | 3.1 | 49.8 | 43.8 | 6.1 | 5.9 | 2.1 | 1.2 | 0.6 | 0.6 | 2.6 | | | | | | | | |
| 2030~34 | 1.48 | 124.2 | 92.5 | 31.6 | 163 | 77 | 86 | 50.4 | 38.1 | 3.0 | 5.1 | 4.2 | 34.3 | 28.3 | 2.9 | 3.1 | 51.3 | 45.2 | 6.1 | 5.4 | 2.1 | 0.8 | 0.5 | 0.4 | 2.4 | | | | | | | | |
| 2035~39 | 1.48 | 124.3 | 92.7 | 31.6 | 131 | 72 | 59 | 49.2 | 39.0 | 2.6 | 3.5 | 4.2 | 34.1 | 29.0 | 2.0 | 3.1 | 51.4 | 45.3 | 6.0 | 4.9 | 2.2 | 0.7 | 0.4 | 0.2 | 2.1 | | | | | | | | |
| 2040~44 | 1.48 | 122.6 | 91.1 | 31.5 | 119 | 78 | 41 | 48.0 | 38.9 | 2.6 | 2.4 | 4.2 | 33.4 | 28.9 | 1.4 | 3.1 | 50.6 | 44.5 | 6.0 | 4.6 | 2.1 | 0.6 | 0.5 | 0.1 | 1.9 | | | | | | | | |
| 2045~49 | 1.48 | 119.8 | 88.4 | 31.4 | 120 | 89 | 30 | 47.0 | 38.2 | 2.9 | 1.8 | 4.1 | 32.5 | 28.4 | 1.0 | 3.1 | 49.2 | 43.2 | 6.0 | 4.4 | 2.1 | 0.6 | 0.5 | 0.1 | 1.7 | | | | | | | | |
| 推計値 (期間中の年平均) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 指数 (2010~14平均=100) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | | | | | | | | |
| 2015~19 | 141 | 173 | 101 | 79 | 90 | 118 | 182 | 73 | 94 | 101 | 139 | 182 | 94 | 101 | 156 | 173 | 101 | 156 | 173 | 101 | 91 | 81 | 76 | 69 | 82 | | | | | | | | |
| 2020~24 | 168 | 223 | 101 | 59 | 48 | 72 | 127 | 241 | 51 | 77 | 101 | 162 | 241 | 77 | 101 | 194 | 223 | 101 | 194 | 223 | 101 | 86 | 104 | 50 | 48 | | | | | | | | |
| 2025~29 | 172 | 230 | 100 | 43 | 36 | 52 | 122 | 256 | 37 | 56 | 100 | 162 | 256 | 56 | 100 | 199 | 230 | 100 | 199 | 230 | 100 | 75 | 110 | 34 | 36 | | | | | | | | |
| 2030~34 | 176 | 238 | 100 | 32 | 27 | 37 | 119 | 272 | 27 | 39 | 100 | 164 | 272 | 39 | 100 | 205 | 238 | 100 | 205 | 238 | 100 | 67 | 113 | 23 | 27 | | | | | | | | |
| 2035~39 | 176 | 239 | 100 | 25 | 26 | 25 | 116 | 278 | 23 | 27 | 100 | 163 | 278 | 27 | 100 | 205 | 239 | 100 | 205 | 239 | 100 | 62 | 114 | 26 | 11 | | | | | | | | |
| 2040~44 | 174 | 234 | 100 | 23 | 28 | 17 | 113 | 278 | 23 | 18 | 100 | 160 | 278 | 18 | 100 | 202 | 234 | 100 | 202 | 234 | 100 | 58 | 113 | 17 | 28 | | | | | | | | |
| 2045~49 | 170 | 227 | 100 | 23 | 32 | 13 | 111 | 272 | 26 | 13 | 100 | 155 | 272 | 13 | 100 | 196 | 227 | 100 | 196 | 227 | 100 | 55 | 110 | 17 | 32 | | | | | | | | |
| 人工林齢級別面積 (千ha) ※1 | | | | | | | | | | | | | 天然林面積 ※1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | 計 | 1階級 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20以上 | | | | | | | | | | | | |
| 2015 | 10,342 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,283 | 1,569 | 1,543 | 1,229 | 679 | 282 | 180 | 152 | 123 | 97 | 121 | 104 | | | | | | | | | | | | |
| 2020 | 10,201 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,239 | 1,515 | 1,473 | 1,160 | 641 | 266 | 170 | 143 | 116 | 92 | 212 | | | | | | | | | | | | |
| 2025 | 10,009 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 916 | 1,191 | 1,438 | 1,379 | 1,086 | 600 | 249 | 159 | 134 | 109 | 284 | | | | | | | | | | | | |
| 2030 | 9,811 | 249 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 663 | 882 | 1,133 | 1,350 | 1,296 | 1,020 | 564 | 234 | 149 | 126 | 369 | | | | | | | | | | | | |
| 2035 | 9,605 | 256 | 249 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 425 | 639 | 839 | 1,064 | 1,268 | 1,217 | 958 | 529 | 220 | 140 | 465 | | | | | | | | | | | | |
| 2040 | 9,398 | 257 | 256 | 249 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 265 | 410 | 608 | 788 | 999 | 1,191 | 1,143 | 900 | 497 | 206 | 569 | | | | | | | | | | | | |
| 2045 | 9,195 | 253 | 257 | 256 | 249 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 181 | 255 | 390 | 571 | 740 | 939 | 1,119 | 1,074 | 845 | 467 | 728 | | | | | | | | | | | | |
| 2050 | 9,000 | 246 | 253 | 257 | 256 | 249 | 243 | 195 | 125 | 153 | 150 | 174 | 243 | 366 | 536 | 695 | 882 | 1,051 | 1,009 | 794 | 1,123 | | | | | | | | | | | | |
| 人工林面積当たり蓄積 (m³/ha) ※2 | | | | | | | | | | | | | 天然林面積 ※2 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | 計 | 3 | 19 | 59 | 102 | 142 | 184 | 226 | 266 | 301 | 327 | 353 | 377 | 401 | 428 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | | | | | | | | | | | | |

(注) ※1、※2 はTable 14に同じ

林面積は174となり、推計2の230、199と比べてそれぞれ15%、13%少なくなった。所要労働量は、2025～29年に育林で96（推計2は110）、計で72（同75）となり、ベースケースの従事者数を依然上回るものの、育林労働量抑制の効果は確認された。利用率には当然上限があるが、その向上は伐採面積ひいては皆伐後の造林保育面積の抑制につながり、所要労働量を減らす方法となり得る。

5.4 植伐関連データと所要労働量内訳の長期推計

前節では2030年までを推計したが、その後の伐採や植林、所要労働量の変動を見るため、推計2について、人工林皆伐面積率の引き上げ（2025～29年1.48倍）がその後も継続すると想定して2045～49年まで計算を続行した（Table 15）。そのうち主な植伐関連データの推計結果をFig. 18に示す。2010～14年を100とする指数では、人工林皆伐面積は2020～24年223まで上昇した後、2030～34年・2035～39年に約239のピークとなり、以降は漸減する。再造林面積も、再造林率は現状（49%）で固定しているのので、人工林皆伐面積と同じ指数で推移する。人工造林面積は、2020～24年に194へ上昇した後、200をやや上回り、2035～39年をピークに漸減する（拡大造林面積はほぼ100が続く）。一方、間伐面積は大きく減少し、切捨間伐では2020～24年に48と半減し、2035～39年26がボトムとなって、以降は増加した再造林の分が切捨間伐対象となるので漸増する。利用間伐は2025～29年に52と半減、2045～49年には13まで減少する（この時点

では、再造林分がまだ利用間伐対象に入っていない）。伐採材積は人工林皆伐・利用間伐とも、伐採面積に似た推移を辿ることから、木材供給量は2030～34年の164をピークとして160前後で推移する。

上記の植伐を行うための所要労働量を、育林（1～2齢級）・間伐（切捨、利用）・皆伐（人工林、天然林）の作業別に分けて指数の推移を見たのがFig. 19である。育林は、推計期間中は省力型を想定したので2015～19年に81といったん低下するが、以降は省力化は進展しないと仮定しているため、人工造林面積の増加に従って2020～24年104に上昇し、2035～39年に114のピークとなる。間伐は、切捨間伐面積の減少、および利用間伐材積の減少と間伐生産性の向上により、2020～24年50、2030～34年23、2045～49年17と大幅な減少となる。皆伐は、2020～24年124がピークとなって以降は減少する。これは、皆伐生産性の向上が効くことで、人工林皆伐面積・材積がピークとなる時期よりもピークが早くなったものである。

推計2は2020年代の木材供給量を横ばいと想定しており、その人工林皆伐面積率が以降も継続するとしたことで、木材供給量は2030年代をピークとし2020～40年代を通じて指数160前後が維持される結果となった。人工林皆伐面積も同様の推移となる一方、間伐面積は対象林分の減少に伴い大きく減少する。作業別に見た所要労働量もこれを反映して、皆伐はいったん上昇するものの素材生産性の向上により減少し、間伐は急速に減少する一方、育林は省力型に移行した後のさらなる省力化は見込んでいないため、対象面積の増加

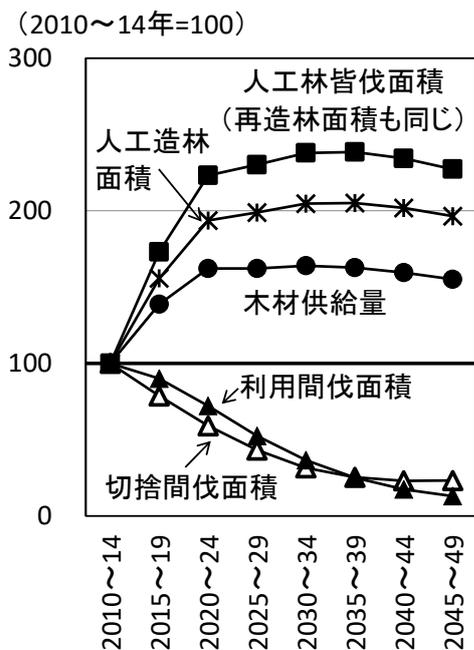


Fig. 18. 推計2の長期推計結果：植伐関連データ
(資料) 筆者推計

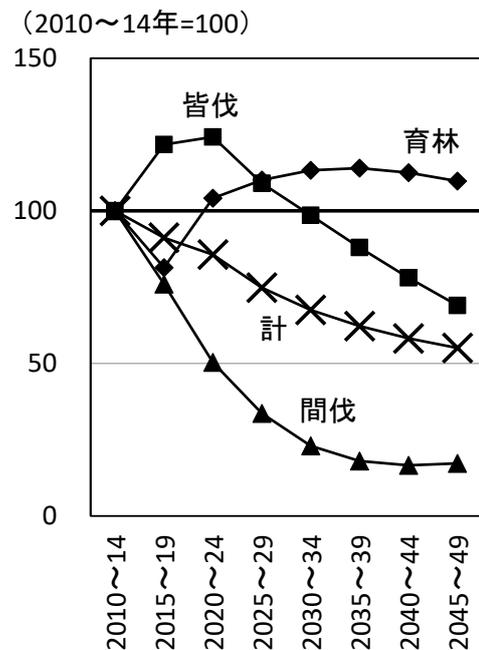


Fig. 19. 推計2の長期推計結果：所要労働量
(資料) 筆者推計

Table 16. 推計 3 (木材供給量は基本計画相当需要を充たし育林は省力化した場合)の将来推計結果

| 育林工数：省力 再造林率：現状 (49%) | 人工林皆伐面積率：アップ | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|--|---------------|-------|-------|------------|-----|-----|--------------------------|------|------|---------------------------|-------|-------|--------------|-------|-------|--------------|-----------|------|-----|----------|------|----------------|--------|-----|-----|
| | 人工林皆伐面積 (千ha) | | | 間伐面積 (千ha) | | | 伐採材積 (百万m ³) | | | 木材供給量 (百万m ³) | | | 人工造林面積 (千ha) | | | 所要労働量 (百万人日) | | | | | | | | | |
| | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 間伐 | 利用 | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 再造林 | 拡大 | 計 | 育林 (1-2輪) | 間伐 | 利用 | 皆伐 (人,天) | | | | | |
| 2010~14 | 70.4 | 38.9 | 31.6 | 517 | 282 | 235 | 42.3 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | 4.2 | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 | 25.1 | 19.0 | 6.0 | 7.9 | 1.9 | 3.6 | 1.7 | 1.9 | 2.4 | |
| 2015~19 | 1.32 | 96.2 | 64.4 | 31.8 | 406 | 195 | 211 | 49.0 | 24.4 | 8.1 | 12.3 | 4.2 | 28.2 | 18.1 | 7.0 | 3.1 | 37.6 | 31.5 | 6.1 | 7.1 | 1.5 | 2.8 | 1.2 | 1.6 | 2.8 |
| 2020~24 | 1.62 | 122.6 | 90.9 | 31.8 | 305 | 136 | 169 | 55.3 | 35.4 | 5.7 | 10.0 | 4.2 | 35.1 | 26.3 | 5.7 | 3.1 | 50.5 | 44.4 | 6.1 | 7.0 | 2.0 | 1.8 | 0.8 | 1.0 | 3.1 |
| 2025~29 | 1.82 | 141.7 | 110.0 | 31.7 | 223 | 100 | 123 | 59.6 | 44.1 | 4.1 | 7.3 | 4.2 | 40.1 | 32.8 | 4.2 | 3.1 | 59.8 | 53.8 | 6.1 | 6.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.6 | 3.2 |
| 推計値 (期間中の年平均) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2015~19 | 137 | 166 | 101 | 79 | 69 | 90 | 116 | 174 | 73 | 94 | 101 | 135 | 174 | 94 | 101 | 150 | 166 | 101 | 89 | 79 | 76 | 69 | 82 | 117 | 177 |
| 2020~24 | 174 | 234 | 101 | 59 | 48 | 72 | 131 | 253 | 51 | 77 | 101 | 168 | 253 | 77 | 101 | 202 | 234 | 101 | 88 | 107 | 50 | 48 | 52 | 129 | 219 |
| 2025~29 | 201 | 283 | 100 | 43 | 36 | 52 | 141 | 315 | 37 | 56 | 100 | 191 | 315 | 56 | 100 | 239 | 283 | 100 | 86 | 129 | 34 | 36 | 32 | 131 | 219 |
| 指数 (2010~14平均=100) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | 計 | 1輪級 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20以上 | 天然林面積 ※1 (千ha) | | | |
| 2015 | 10,342 | 125 | 153 | 156 | 188 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,283 | 1,569 | 1,543 | 1,229 | 679 | 282 | 180 | 152 | 123 | 97 | 121 | 104 | 13,380 | | |
| 2020 | 10,208 | 188 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,241 | 1,517 | 1,476 | 1,163 | 642 | 267 | 170 | 144 | 117 | 92 | 104 | 13,350 | | | |
| 2025 | 10,006 | 253 | 188 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 914 | 1,190 | 1,436 | 1,378 | 1,085 | 600 | 249 | 159 | 134 | 109 | 284 | 13,319 | | | |
| 2030 | 9,756 | 299 | 253 | 188 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 658 | 873 | 1,119 | 1,329 | 1,275 | 1,004 | 555 | 230 | 147 | 124 | 363 | 13,289 | | | |
| (推計に用いた人工林面積当たり蓄積 (m ³ /ha) ※2) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | 計 | 1輪級 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20以上 | 天然林面積 ※1 (千ha) | | | |
| 2015 | 10,342 | 125 | 153 | 156 | 188 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,283 | 1,569 | 1,543 | 1,229 | 679 | 282 | 180 | 152 | 123 | 97 | 121 | 104 | 13,380 | | |
| 2020 | 10,208 | 188 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,241 | 1,517 | 1,476 | 1,163 | 642 | 267 | 170 | 144 | 117 | 92 | 104 | 13,350 | | | |
| 2025 | 10,006 | 253 | 188 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 914 | 1,190 | 1,436 | 1,378 | 1,085 | 600 | 249 | 159 | 134 | 109 | 284 | 13,319 | | | |
| 2030 | 9,756 | 299 | 253 | 188 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 658 | 873 | 1,119 | 1,329 | 1,275 | 1,004 | 555 | 230 | 147 | 124 | 363 | 13,289 | | | |

(注) ※1、※2はTable 14に同じ

Table 17. 推計 2b (木材供給量は想定需要を充たし、素材生産性向上を加速して所要労働量を抑えた場合)の将来推計結果

| 育林工数：省力 再造林率：現状 (49%) | 人工林皆伐面積率：アップ | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|--|---------------|-------|------|------------|-----|-----|--------------------------|------|------|---------------------------|-------|-------|--------------|-------|-------|--------------|-----------|------|-----|----------|------|----------------|--------|-----|-----|
| | 人工林皆伐面積 (千ha) | | | 間伐面積 (千ha) | | | 伐採材積 (百万m ³) | | | 木材供給量 (百万m ³) | | | 人工造林面積 (千ha) | | | 所要労働量 (百万人日) | | | | | | | | | |
| | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 間伐 | 利用 | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 人工林 | 天然林 | 計 | 再造林 | 拡大 | 計 | 育林 (1-2輪) | 間伐 | 利用 | 皆伐 (人,天) | | | | | |
| 2010~14 | 70.4 | 38.9 | 31.6 | 517 | 282 | 235 | 42.3 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | 4.2 | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 | 25.1 | 19.0 | 6.0 | 7.9 | 1.9 | 3.6 | 1.7 | 1.9 | 2.4 | |
| 2015~19 | 1.38 | 99.2 | 67.3 | 31.8 | 406 | 195 | 211 | 50.1 | 25.5 | 8.1 | 12.3 | 4.2 | 29.1 | 18.9 | 7.0 | 3.1 | 39.0 | 32.9 | 6.1 | 7.0 | 1.5 | 2.7 | 1.2 | 1.5 | 2.8 |
| 2020~24 | 1.55 | 118.6 | 86.8 | 31.8 | 305 | 136 | 169 | 53.7 | 33.8 | 5.7 | 10.0 | 4.2 | 33.9 | 25.1 | 5.7 | 3.1 | 48.5 | 42.4 | 6.1 | 6.2 | 2.0 | 1.7 | 0.8 | 0.9 | 2.6 |
| 2025~29 | 1.48 | 121.2 | 89.5 | 31.7 | 223 | 100 | 123 | 51.4 | 35.9 | 4.1 | 7.3 | 4.2 | 34.0 | 26.7 | 4.2 | 3.1 | 49.8 | 43.8 | 6.1 | 5.5 | 2.1 | 1.1 | 0.6 | 0.5 | 2.3 |
| 推計値 (期間中の年平均) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2015~19 | 141 | 173 | 101 | 79 | 69 | 90 | 118 | 182 | 73 | 94 | 101 | 139 | 182 | 94 | 101 | 156 | 173 | 101 | 89 | 81 | 74 | 69 | 78 | 116 | 161 |
| 2020~24 | 168 | 223 | 101 | 59 | 48 | 72 | 127 | 241 | 51 | 77 | 101 | 162 | 241 | 77 | 101 | 194 | 223 | 101 | 78 | 104 | 46 | 48 | 45 | 107 | 151 |
| 2025~29 | 172 | 230 | 100 | 43 | 36 | 52 | 122 | 256 | 37 | 56 | 100 | 162 | 256 | 56 | 100 | 199 | 230 | 100 | 70 | 110 | 31 | 36 | 28 | 96 | 131 |
| 指数 (2010~14平均=100) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | 計 | 1輪級 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20以上 | 天然林面積 ※1 (千ha) | | | |
| 2015 | 10,342 | 125 | 153 | 156 | 188 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,283 | 1,569 | 1,543 | 1,229 | 679 | 282 | 180 | 152 | 123 | 97 | 121 | 104 | 13,380 | | |
| 2020 | 10,201 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,239 | 1,515 | 1,473 | 1,160 | 641 | 266 | 170 | 143 | 116 | 92 | 104 | 13,350 | | | |
| 2025 | 10,009 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 916 | 1,191 | 1,438 | 1,379 | 1,086 | 600 | 249 | 159 | 134 | 109 | 284 | 13,319 | | | |
| 2030 | 9,811 | 249 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 663 | 882 | 1,133 | 1,350 | 1,296 | 1,020 | 564 | 234 | 149 | 126 | 369 | 13,289 | | | |
| (推計に用いた人工林面積当たり蓄積 (m ³ /ha) ※2) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | 計 | 1輪級 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20以上 | 天然林面積 ※1 (千ha) | | | |
| 2015 | 10,342 | 125 | 153 | 156 | 188 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,283 | 1,569 | 1,543 | 1,229 | 679 | 282 | 180 | 152 | 123 | 97 | 121 | 104 | 13,380 | | |
| 2020 | 10,201 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,239 | 1,515 | 1,473 | 1,160 | 641 | 266 | 170 | 143 | 116 | 92 | 104 | 13,350 | | | |
| 2025 | 10,009 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 916 | 1,191 | 1,438 | 1,379 | 1,086 | 600 | 249 | 159 | 134 | 109 | 284 | 13,319 | | | |
| 2030 | 9,811 | 249 | 243 | 195 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 663 | 882 | 1,133 | 1,350 | 1,296 | 1,020 | 564 | 234 | 149 | 126 | 369 | 13,289 | | | |

(注) ※1、※2はTable 14に同じ

用いた素材生産性は、Table 13を参照

Table 18. 推計 2c (木材供給量は想定需要を充たし、再造林率を下げた場合)の将来推計結果

| 育林工数：省力 | 再造林率：低下 (39%) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|--|---------------|-------|---------|--------------------------|--------|--------|---------------------------|--------|--------|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|-----|-----|------|----------|-----|-----|-----|
| | 人工林皆伐面積率：アップ | | | 伐採材積 (百万m ³) | | | 木材供給量 (百万m ³) | | | 人工造林面積 (千ha) | | | | | | | | | | | | | | | |
| | 人工林皆伐面積率の倍数 | 計 | 人工林 天然林 | 計 | 人工林 皆伐 | 天然林 皆伐 | 計 | 人工林 皆伐 | 天然林 皆伐 | 計 | 再造林 | 拡大 | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 70.4 | 38.9 | 31.6 | 517 | 282 | 235 | 42.3 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | 4.2 | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 | 25.1 | 19.0 | 6.0 | 7.9 | 1.9 | 3.6 | 1.7 | 1.9 | 2.4 | |
| 2015~19 | 1.38 | 99.2 | 67.3 | 31.8 | 406 | 195 | 211 | 50.1 | 25.5 | 8.1 | 12.3 | 4.2 | 29.1 | 18.9 | 7.0 | 3.1 | 32.4 | 26.3 | 6.1 | 7.0 | 1.3 | 2.8 | 1.2 | 1.6 | 2.9 |
| 2020~24 | 1.55 | 118.6 | 86.8 | 31.8 | 305 | 136 | 169 | 53.7 | 33.8 | 5.7 | 10.0 | 4.2 | 33.9 | 25.1 | 5.7 | 3.1 | 39.9 | 33.8 | 6.1 | 6.5 | 1.6 | 1.8 | 0.8 | 1.0 | 3.0 |
| 2025~29 | 1.48 | 121.2 | 89.5 | 31.7 | 223 | 100 | 123 | 51.4 | 35.9 | 4.1 | 7.3 | 4.2 | 34.0 | 26.7 | 4.2 | 3.1 | 41.0 | 34.9 | 6.1 | 5.6 | 1.7 | 1.2 | 0.6 | 0.6 | 2.6 |
| 推計値 (期間中の年平均) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2015~19 | 141 | 173 | 101 | 79 | 69 | 90 | 118 | 182 | 73 | 94 | 101 | 139 | 182 | 94 | 101 | 129 | 138 | 101 | 88 | 69 | 76 | 69 | 69 | 82 | 122 |
| 2020~24 | 168 | 223 | 101 | 59 | 48 | 72 | 127 | 241 | 51 | 77 | 101 | 162 | 241 | 77 | 101 | 159 | 178 | 101 | 81 | 86 | 50 | 48 | 50 | 48 | 124 |
| 2025~29 | 172 | 230 | 100 | 43 | 36 | 52 | 122 | 256 | 37 | 56 | 100 | 162 | 256 | 56 | 100 | 164 | 184 | 100 | 70 | 91 | 34 | 36 | 36 | 32 | 109 |
| 指数 (2010~14平均=100) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2015~19 | 141 | 173 | 101 | 79 | 69 | 90 | 118 | 182 | 73 | 94 | 101 | 139 | 182 | 94 | 101 | 129 | 138 | 101 | 88 | 69 | 76 | 69 | 69 | 82 | 122 |
| 2020~24 | 168 | 223 | 101 | 59 | 48 | 72 | 127 | 241 | 51 | 77 | 101 | 162 | 241 | 77 | 101 | 159 | 178 | 101 | 81 | 86 | 50 | 48 | 50 | 48 | 124 |
| 2025~29 | 172 | 230 | 100 | 43 | 36 | 52 | 122 | 256 | 37 | 56 | 100 | 162 | 256 | 56 | 100 | 164 | 184 | 100 | 70 | 91 | 34 | 36 | 36 | 32 | 109 |
| 人工林齢級別面積 (千ha) ※1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | 計 | 1歳級 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20以上 | 天然林面積 ※1 | | | |
| 2015 | 10,342 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,283 | 1,569 | 1,543 | 1,229 | 679 | 282 | 180 | 152 | 123 | 97 | 121 | 104 | 13,380 | | | |
| 2020 | 10,168 | 162 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,239 | 1,515 | 1,473 | 1,160 | 641 | 266 | 170 | 143 | 116 | 92 | 212 | 13,350 | | | |
| 2025 | 9,933 | 200 | 162 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 916 | 1,191 | 1,438 | 1,379 | 1,086 | 600 | 249 | 159 | 134 | 109 | 284 | 13,319 | | | |
| 2030 | 9,691 | 205 | 200 | 162 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 663 | 882 | 1,133 | 1,350 | 1,296 | 1,020 | 564 | 234 | 149 | 126 | 369 | 13,289 | | | |
| (推計に用いた人工林面積当たり蓄積 (m ³ /ha) ※2) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 3 | 19 | 59 | 102 | 142 | 184 | 226 | 266 | 301 | 327 | 353 | 377 | 401 | 428 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 |

(注) ※1、※2はTable 14に同じ

Table 19. 推計 2d (木材供給量は想定需要を充たし、利用率を上げた場合)の将来推計結果

| 育林工数：省力 | 再造林率：現状 (49%) | | | | | | | | | | | | 利用率：アップ (85%) | | | | | | | | | | | | |
|--|---------------|-------|---------|--------------------------|--------|--------|---------------------------|--------|--------|--------------|-------|-------|---------------|-------|-------|--------------|-----------|------|-----|-----------|------|----------|-----|-----|-----|
| | 人工林皆伐面積率：アップ | | | 伐採材積 (百万m ³) | | | 木材供給量 (百万m ³) | | | 人工造林面積 (千ha) | | | 人工造林面積 (千ha) | | | 所要労働量 (百万人日) | | | | | | | | | |
| | 人工林皆伐面積率の倍数 | 計 | 人工林 天然林 | 計 | 人工林 皆伐 | 天然林 皆伐 | 計 | 人工林 皆伐 | 天然林 皆伐 | 計 | 再造林 | 拡大 | 計 | 再造林 | 拡大 | 計 | 育林 (1-2歳) | 間伐 | 計 | 育林 (1-2歳) | 間伐 | 計 | 利用 | | |
| 2010~14 | 70.4 | 38.9 | 31.6 | 517 | 282 | 235 | 42.3 | 14.0 | 11.1 | 13.0 | 4.2 | 20.9 | 10.4 | 7.4 | 3.1 | 25.1 | 19.0 | 6.0 | 7.9 | 1.9 | 3.6 | 1.7 | 1.9 | 2.4 | |
| 2015~19 | 1.17 | 88.9 | 57.1 | 31.8 | 406 | 195 | 211 | 46.2 | 21.6 | 8.1 | 12.3 | 4.2 | 28.9 | 18.4 | 7.0 | 3.6 | 34.1 | 28.0 | 6.1 | 7.0 | 1.4 | 2.8 | 1.2 | 1.6 | 2.9 |
| 2020~24 | 1.32 | 106.2 | 74.4 | 31.8 | 306 | 136 | 170 | 48.9 | 29.0 | 5.7 | 10.0 | 4.2 | 33.9 | 24.7 | 5.7 | 3.6 | 42.5 | 36.5 | 6.1 | 6.6 | 1.7 | 1.8 | 0.8 | 1.0 | 3.0 |
| 2025~29 | 1.25 | 108.4 | 76.7 | 31.7 | 224 | 100 | 124 | 46.4 | 30.8 | 4.1 | 7.4 | 4.2 | 33.9 | 26.2 | 4.2 | 3.6 | 43.7 | 37.6 | 6.1 | 5.7 | 1.8 | 1.2 | 0.6 | 0.6 | 2.6 |
| 推計値 (期間中の年平均) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 2015~19 | 126 | 147 | 101 | 79 | 69 | 90 | 109 | 154 | 73 | 94 | 101 | 138 | 176 | 94 | 115 | 136 | 147 | 101 | 89 | 72 | 76 | 69 | 82 | 121 | |
| 2020~24 | 151 | 191 | 101 | 59 | 48 | 72 | 115 | 207 | 51 | 77 | 101 | 162 | 237 | 77 | 115 | 170 | 192 | 101 | 83 | 91 | 50 | 48 | 52 | 124 | |
| 2025~29 | 154 | 197 | 100 | 43 | 36 | 53 | 110 | 220 | 37 | 56 | 100 | 162 | 251 | 56 | 115 | 174 | 198 | 100 | 72 | 96 | 34 | 36 | 32 | 109 | |
| 指数 (2010~14平均=100) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2010~14 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | |
| 2015~19 | 126 | 147 | 101 | 79 | 69 | 90 | 109 | 154 | 73 | 94 | 101 | 138 | 176 | 94 | 115 | 136 | 147 | 101 | 89 | 72 | 76 | 69 | 82 | 121 | |
| 2020~24 | 151 | 191 | 101 | 59 | 48 | 72 | 115 | 207 | 51 | 77 | 101 | 162 | 237 | 77 | 115 | 170 | 192 | 101 | 83 | 91 | 50 | 48 | 52 | 124 | |
| 2025~29 | 154 | 197 | 100 | 43 | 36 | 53 | 110 | 220 | 37 | 56 | 100 | 162 | 251 | 56 | 115 | 174 | 198 | 100 | 72 | 96 | 34 | 36 | 32 | 109 | |
| 人工林齢級別面積 (千ha) ※1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 年 | 計 | 1歳級 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20以上 | 天然林面積 ※1 | | | |
| 2015 | 10,342 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,283 | 1,569 | 1,543 | 1,229 | 679 | 282 | 180 | 152 | 123 | 97 | 121 | 104 | 13,380 | | | |
| 2020 | 10,227 | 170 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 953 | 1,246 | 1,523 | 1,484 | 1,170 | 647 | 268 | 171 | 145 | 117 | 92 | 214 | 13,350 | | | |
| 2025 | 10,068 | 213 | 170 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 689 | 921 | 1,204 | 1,457 | 1,403 | 1,107 | 612 | 254 | 162 | 137 | 111 | 290 | 13,319 | | | |
| 2030 | 9,903 | 218 | 213 | 170 | 125 | 153 | 156 | 188 | 275 | 442 | 667 | 892 | 1,155 | 1,382 | 1,331 | 1,050 | 580 | 241 | 154 | 130 | 380 | 13,289 | | | |
| (推計に用いた人工林面積当たり蓄積 (m ³ /ha) ※2) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 3 | 19 | 59 | 102 | 142 | 184 | 226 | 266 | 301 | 327 | 353 | 377 | 401 | 428 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 | 443 |

(注) ※1、※2はTable 14に同じ

に伴って現状を超える水準が継続する。所要労働量に占める育林のシェアは、間伐の所要労働量減少により必然的に増加するが、2010～14年の約4分の1から、2025～29年は3分の1に増加し、2045～49年には5割弱を占める計算となる。

ここで、育林作業が省力型に移行後も、Table 11に示す「省力」型の所要労働量がさらに削減されると仮定して計算したところ（削減対象には切捨間伐も含まれる）、生産性が1期に5%向上（所要労働量を5%削減）する場合、育林の所要労働量は2010～14年水準（これは従来型による）を超えない程度で推移し、2035～39年以降は減少傾向となる（Table 15の右端列：推計2e）。全体に占めるシェアはやはり増加するものの、2045～49年で4割に留まった。したがって、もし省力型育林に移行後も毎年1%の生産性向上があれば、2035～39年にピークとなる人工造林面積の下で育林対象面積が増加しても、育林の所要労働量を現状並みに抑えられる計算になる。

6. まとめ

本稿では、将来の林業従事者数、木材需要量を推計し、植伐関連データの現状を得た上で、森林資源構成に基づく将来の木材供給量・所要労働量を推計して、木材需要量と供給量、所要労働量と林業従事者数の差を観察した。以下、簡単に要約する。

林業従事者数は、直近の2010→15年のコーホート変化を基にしたベースケースでは、2015年の4.5万人が2030年には3.2万人と約7割に、2050年には2.3万人と半減する結果となった。従事者数増加策として、コーホート変化率の変動が大きい34歳以下の若年層の参入促進を想定し、その層の変化パラメーターを2倍とした場合には従事者数の対人口比が維持され、2.5倍とした場合には人数が維持される推計となった。

将来の国産材の潜在的需要量を、製材合板等用材、パルプ・チップ用材、燃料材に分けて想定した。製材合板等用材は、2030年の新設住宅着工戸数を70万戸とし、自給率の継続的上昇を仮定したところ、約1,800万 m^3 で横ばいで推移すると想定された。パルプ・チップ用材は、紙・板紙需要に従って漸減すると想定した。燃料材は、未利用木質バイオマス発電の2017年度末認定容量が2021年までに導入されると仮定し、約1,000万 m^3 の需要を想定した。これらの合計として国産材需要量は、2021年に3,400万 m^3 に達し、2030年には3,400万 m^3 をやや下回る程度と想定された。

現状の植伐に関連するデータを、森林資源構成と林業関連統計を合わせて整合的な値を求める方法で推計し、将来推計に必要な伐採面積率等の値を得た。

これらを踏まえ、2015年の森林資源構成に基づく木材供給量と所要労働量を、2030年直前の期間まで推計した。伐採面積率等が2010～14年の現状のままで推

移した場合、製材合板等用材の自給率の直線の上昇を想定した国産材需要量に対して、人工林齢級構成の変化で生じる木材供給量増加は追いつかず、所要労働量はベースケースの従事者数をやや上回る結果となった。想定した国産材需要量を充たすには、人工林皆伐面積率を約1.5倍前後に引き上げることが必要と計算された（基本計画相当の需要量を充たすには1.6～1.8倍）。この時の所要労働量は、育林が省力型に移行したとしてもベースケースの従事者数では1割弱不足するため、若年層変化パラメーターを1.5倍に引き上げて従事者数増加を図るか、素材生産性の向上（皆伐で現状比2.3倍、想定済みの向上より14%増し）、あるいは再造林率低下の許容（現状49%→39%）で所要労働量を削減することで、所要労働量の不足が解消される推計となった。また、利用率の向上も、同量の木材供給に必要な伐採面積を少なくするので、造林面積を減らして所要労働量を減らす効果があることが確認された。人工林皆伐面積率が2030年以降も同じとして2050年直前の期間まで延長推計すると、木材供給量は同じ水準が続き、所要労働量のうち皆伐分は減少・間伐分は激減する一方で、育林分は省力化しても現状をやや上回る水準が継続する結果であった。ただし、これは省力型への移行後は育林生産性が向上しないとする仮定の下での結果であり、もし移行後も毎年1%のペースで生産性が向上すれば、育林分は現状を超えない範囲で推移すると計算された。

推計結果を踏まえると、国内林業の将来について以下の見通しが考えられよう。製材合板等用材の自給率上昇を前提として2020年頃まで急増が想定される国産材の潜在的需要に対し、人工林皆伐面積率の引き上げで木材供給を図るなら、2020年代は現状の約1.5倍の皆伐面積が必要となる。育林が従来型のままでは、所要労働量全体は現状並みかそれ以上に必要となるため、育林作業は省力型へ移行して所要労働量を削減することが必須と考えられる。

その上で、なお残る所要労働量の不足を解消する一つの方向は、当たり前のように従事者の確保である。これを若年層の参入促進で図るなら、現状の1.5倍の参入を得る必要がある。人口減少の下で従事者数の減少はやむを得ないとして、従事者数の対人口比を微減程度で抑えることが目標となろう。

もう一つは、従事者数確保策の代わりに、素材生産性の向上を加速させて所要労働量の削減を図る方向である。本稿では、皆伐生産性は2050年に20 m^3 /人日へ上昇と仮定したが、この場合2025～29年平均は11.3 m^3 /人日となる。推計2bでは、この期間に12.9 m^3 /人日となれば、所要労働量はベースケースの従事者数とつり合う計算であった。仮に、20 m^3 /人日を10年前倒して2040年に達成するよう生産性向上を加速すれば、2025～29年には13 m^3 /人日となるので、所要労働

量の削減が実現できることになる。ここで指す生産性は、あくまで「素材生産費等調査報告」による全国の一般的な伐採事例の平均値であるが、個々にはもっと高い生産性の事例も業界誌等で目にするところであり、生産性向上の加速は困難ではないかもしれない。その可能性を明確にするには、生産性を上昇させてきた要因（伐出システムの効率化、伐採地の属性、林木の蓄積増大、生産性の高い地域のシェア、等々）の立ち入った分析が必要となる。

ここで、所要労働量に占める育林の割合は、育林作業が省力型に移行したとしても長期的に増大する推計となった。ただし、省力型への移行後も年1%の生産性向上を見込めば、育林の所要労働量は現状を超えない程度で推移する計算となった。この生産性向上を達成する具体的手段は想定しておらず、林業従事者数全体が減少する中で育林従事者数を現状維持するのは容易でないかもしれないが、将来必要となる造林保育を行っていくための目安となるだろう。もちろん、低密度植栽等の技術開発による省力化が実現すれば、状況は緩和されることになる。

なお、所要労働量削減のため再造林率の低下を許容する選択肢も計算上はあり得るが、再造林放棄は既に大きな問題と認識されており、積極的な選択肢とはなり得ないであろう。本稿の2030年までの推計では、木材供給量への影響はまだ現れないが、より遠い将来の人工林資源の減少を招くことは確かである。

もう一つ、利用率の向上は、同量の木材供給量を得るための伐採面積を少なくして造林面積の抑制につながるため、所要労働量を減らす有力な方法となる。ただ、利用率向上には当然ながら上限があり、また出材される木材は全体として質の低下が予想されるから、そうした材の用途確保が継続されることが課題であろう。

本稿の結論としては、今後の人口減少社会において、当面は増大が想定される国産材需要を充たす木材供給を行い、かつ再造林率を維持するという課題に応えるには、育林省力化を図った上で、若年層の従事者確保あるいは素材生産性向上の加速、もしくは利用率向上が必要、ということになる。容易でないかもしれないが、育林省力化技術の確立と普及、および素材生産性の一定程度の向上を前提にすれば、課題の実現は決して困難ではないように思われる。

最後に、本稿で行った推計の限界を述べておく。

本稿の推計は物量関係に絞ったもので、経済面は含めなかった。現実には、従事者賃金や育林・伐出コスト、素材・製品・輸入品・代替品等の価格が労働力需給や木材需給を左右するはずであり、例えば従事者数減少が伐出賃金上昇を招き木材供給にマイナスの影響を及ぼす、といった作用は考慮できていない。

本稿では、木材需要と供給の差を伐採面積率の引き

上げで埋め、所要労働量と従事者数の差は素材生産性あるいは再造林率を上下させて解消する方針を取ったため、これらの関係性が強調される結果となっている。

本稿では、最長で2050年までしか推計しなかった。物量関係は単純に延長推計も可能だが、遠い将来の国産材需要の想定は、不確実な要因が多く本稿では見送った。ただ、再造林を行うかどうかの違いが木材供給量に現われるのは、本稿の設定であれば2050年より先の将来であり、その頃の木材需給状況を想定した推計が行えることが望ましい。

本稿の推計では種々の仮定を積み重ねており、また統計値から植伐関連データなど推計に必要な値を得る方針を取ったため、推計結果は仮定や統計値に左右されざるを得ない。また、統計の制約から、全国は一本とし、人工林・天然林はそれぞれ一括し、伐採は皆伐と間伐だけに単純化した。森林資源や地域性の相違は、樹種・蓄積、人口・労働力状況の両面から考慮されるべきであり、そうした推計を行い得る統計資料等が作成公表されることが望まれる。

注

- 1) コーホートを扱った研究では「コウホート」の表記も多いが、本稿では文献名称を除いて「コーホート」で統一した。
- 2) コーホート変化率法は、コーホート（同期間に出生した集団）の将来の数を、その過去の変化率が今後も継続すると仮定して推計する方法である。Xをコーホートの人数、aを年齢階級、tを時点とすると、コーホート変化数は「当期コーホート人数」 $X(a,t)$ と「前期コーホート人数」 $X(a-1,t-1)$ の差で与えられ、これを前期コーホート人数で割ったものが「コーホート変化率」となり、当期コーホート人数にコーホート変化率を乗じたものを次期コーホート人数の推計とする。ただし、出生数（0～4歳人口）や労働力への新規参入（15～19歳）では、前期コーホート人数が定義できないから、別途の仮定を置くことになる。
- 3) 「コーホート変化数の対前期人口比」と「従事者数の対当期人口比」は、本来は人口でなく労働力人口、あるいは失業率を加味した就業者数を用いるべきかもしれないが、本稿では検討しなかった。大和（2014）で想定されている女性や高齢者の労働力率上昇は、林業の現場労働にはさほど関係しないと思われるが、趨勢的に上昇してきた若年層の大学進学率の今後の動向は、就業者数への影響が考えられよう。
- 4) 林業作業者数の減少食い止めに必要な参入者数を推計した田中（2006）も、実数ではなく状況を比較するのが望ましいとの趣旨を述べている。
- 5) 地域区分は、全国を北海道・東北・北陸・関東・中部（山梨・長野・岐阜・静岡・愛知・三重の各県）・近畿・中国・四国・九州（沖縄県を含む）の9地域に分けた。

- 6) 大澤ら(2008)によれば、コーホート変化率法による推計結果は、推計単位を分割すると全体での推計結果と乖離が生じ、多くの場合は過大となる。この推計でも地域別結果の合計は全国結果をわずかに上回った。
- 7) 「平成27年国勢調査」の付帯情報の「抽出詳細集計の抽出方法及び推定値の精度」では、全国結果について人口推定値が1万人の場合の標準誤差率は3.4%、1000人の場合は10.8%、100人の場合は34.2%と示されている。
- 8) 「木材需給表」において「その他用材」は、構造用集成材、加工材、枕木、電柱、くい丸太、足場丸太等である。
- 9) 日本木材総合情報センター(2004)は、輸入製材の梱包・パレット向けなど用途別の量を、業界資料や各種統計を用いて推計を試みている。
- 10) ここでは住宅を、「建築着工統計」(国土交通省建設経済統計調査室)の居住専用住宅、居住専用準住宅、居住産業併用建築物の計とした。後述の「住宅着工統計」(国土交通省建設経済統計調査室)の新設住宅着工床面積とは値がわずかに異なる。
- 11) 野村総合研究所(2018)は大工人数の予測も行い、その減少幅は新設住宅着工戸数の減少幅を上回ることから、建設現場の生産性向上が実現できなければ新設住宅着工戸数は42万戸にまで減少する可能性があるとして述べている。
- 12) 鈴木(2015)は、都道府県別パネルデータ分析による新設住宅着工戸数の予測値に、別途算出したとする木造比率を乗じて、木造住宅着工戸数の予測を示している。木造比率を誌面から計算すると、いずれの県も漸減、あるいはいったん上昇した後に漸減していた。
- 13) 大西ら(2012)は、住宅建物ストック需要量の将来推計において、住宅を戸建・集合別、木造・非木造別に区分しているが、木造・非木造別の床面積は報告されていない。
- 14) 推計には「エクセル統計2012」(株式会社社会情報サービス)を使用した。
- 15) 実際には一般木質バイオマス施設でも未利用材は使われている(久保山2018)が、ここでは国産燃料材は未利用木質バイオマス発電施設で消費されると想定した。
- 16) 森のエネルギー研究所(2018)と日刊木材新聞(2019)を参照したところ、現在計画中の未利用材を主な燃料とする木質バイオマス発電所の稼働予定時期は、概ね2020~21年までであった。
- 17) 柳田ら(2015)は、発電規模5,000kWの場合に年間に必要となる原木丸太は(諸条件により異なるが)10.5万 m^3 と試算しており、これから $10.5\text{万}\text{m}^3 \div 5000\text{kW} = 21\text{kW}/\text{m}^3$ を算出した。
- なお、未利用木質バイオマス発電の導入容量で国産燃料材需要量を単純に割ると、2014年は26.8 m^3/kW であったが、以降は2015年13.6 m^3/kW 、2016年15.0 m^3/kW 、2017年18.5 m^3/kW と値は上昇している(Table 5で(p)÷(n))。この上昇は、発電設備の稼働率向上、未利用材以外の燃料使用の減少により起こり得る。また、ここでは考慮していない一般木質バイオマス発電が、未利用材使用におけるシェアを高めることでも値は上昇する。一方で、柳田ら(2015)は発電規模が大きければ発電効率が低いことを示しており、その場合は値は小さくなる。これら要因を統計等を踏まえて導入容量当たり需要量とその変化傾向を説明するのは困難であったので、ここでは理論的に求められた柳田ら(2015)の値を2018年以降用いることとした。
- 18) 「森林・林業統計要覧」掲載の「立木伐採面積」は、「主伐(皆伐、漸伐、択伐、複層伐)」の面積であるが、本稿では全て皆伐とみなした。
- 19) 岡・久保山(2012)は、2002年と2007年の間に2004年4月の国立大学法人化に伴う計画対象森林の増加があったことを指摘している。
- 20) 全国の森林の状態と変化動向を統一的に把握する「森林生態系多様性基礎調査」の結果では、森林面積・蓄積(特に後者)が森林簿ベースの「森林資源の現況」の値よりも大きい(白石2019)。
- 21) 2050年の皆伐生産性は、森林総合研究所(2008)の「研究開発ロードマップ」(旧版)に示された2050年の伐出生産性の技術開発目標20 $\text{m}^3/\text{人日}$ を用いた。間伐生産性は、2015年の皆伐・間伐生産性の比0.6を乗じて12 $\text{m}^3/\text{人日}$ とした。
- 22) 「就業構造基本調査」平成19年・24年・29年(総務省統計局2008, 2013, 2018)における「林業従事者」の年間就業日数別有業者数に、日数階級の中央値(300日以上は300日)を乗じて試算した平均年間労働日数は、平成19年202日、平成24年212日、平成29年218日となるので、ここでは概算で年間労働日数を210日とした。
- 23) 「日本標準職業分類(平成21年12月統計基準設定)」(総務省2009)において「その他の林業従事者」は、育林従事者および伐木・造材・集材作業者に含まれない林業・林業類似の仕事に従事するものとされ、製薪炭、林業種苗関係、特用林産物採取、山林監視員、猟師などが例示されている。
- 24) 所要労働量抑制の方法として、再造林率の代わりに拡大造林率を低下させる方法も考えられる。ただ、拡大造林面積は再造林に比べて少ないため、拡大造林率を操作する効果は再造林率より小さい。またモデルで計算される拡大造林率は19%(2010~14年)と低く、これを操作する余地はあまりない。これらのことから、拡大造林率による所要労働量削減は検

討せず、将来推計では拡大造林率を一定とした。

引用文献

- 秋田県農林水産部林業研究研修センター (2017) スギの再造林を低コストで行うために. 26pp. https://www.pref.akita.lg.jp/uploads/public/archive_0000008535_00/ringyou_no25-light.pdf
- 青森県 (2015) 青い森再造林推進プラン. <https://www.pref.aomori.lg.jp/sangyo/agri/saizorinsuisinplan.html>
- 藤掛 一郎・大地 俊介 (2013) 都市部への人口集中が住宅着工における木造率に与える影響：宮崎県を事例として. 林業経済研究, 59 (2), 11-18.
- 藤澤 克樹・後藤 順哉・安井 雄一郎 (2011) Excelで学ぶOR. オーム社, 310pp.
- 早船 真智・立花 敏 (2016) 日本における製紙産業の立地調整と広葉樹材原料選択要因. 林業経済, 68 (12), 1-15.
- 早尻 正宏 (2009) 林業就業の構造変容と雇用問題—鳥取県の動向と今後の課題—. TORC レポート, 32, 16-32.
- 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.
- 平山 洋介 (2009) 住宅政策のどこが問題か. 光文社, 310pp.
- Hiroshima, T. (2011) Calculation of yields on a national level by combining yields of each prefecture using the Gentan probability. Journal of Forest Research, 16 (2), 98-107.
- Hiroshima, T., Nakajima, T. and Kanomata, H. (2018) Calculation of commercial thinning volumes in 47 prefectures in Japan. Journal of Forest Research, 23 (1), 47-55.
- 廣田 明信・永田 信・古井戸 宏通・竹本 太郎 (2014) 日本における紙・板紙の消費動向. 関東森林研究, 65 (1), 29-32.
- 石崎 涼子 (2018) 世論調査からみた森林と木材に対する人々の関心 (2). 山林, 1608, 64-72.
- 岩手県農林水産部森林整備課 (2014) 岩手県低コスト再造林事例集. 25pp. http://www.pref.iwate.jp/dbps_data/material/_files/000/000/031/499/2612_low_cost.pdf
- 上河 潔 (2018) 製紙用木材チップの需給の現状と世界的動向について. 紙パ技協誌, 72 (8), 3-20.
- 加藤 智章・吉田 昌之 (2003) 我が国紙・パルプ産業の計量分析. 農林業問題研究, 150, 178-183.
- 経済産業省大臣官房調査統計グループ. 経済産業省生産動態統計.
- 建設経済研究所 (2008) 建設業の需給ギャップの地域別分析と再編の方向性. 建設経済レポート, 51, 36-78.
- 建設経済研究所 (2013) 建設業就業者の需給ギャップの地域別推計. 建設経済レポート, 61, 87-108.
- 建設経済研究所 (2016) 建設投資の中長期予測～2030年度までの見通し～. 建設経済レポート, 67, 34-90.
- 建設経済研究所 (2018) 技術者・建設技術者の将来推計. 建設経済レポート, 70, 167-198.
- 国土交通省建設経済統計調査室. 建築着工統計
- 国土交通省建設経済統計調査室. 住宅着工統計
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 日本の将来推計人口 (平成29年推計). http://www.ipss.go.jp/pp-zenkoku/j/zenkoku2017/db_zenkoku2017/db_s_suikeikekka_1.html
- 久保山 裕史 (2018) 木質バイオマス発電の現状と課題. 環境情報科学, 47 (2), 10-15.
- 正木 隆文・松下 幸司 (2015) 木材の長期需要予測に関する一考察. 森林応用研究, 24 (1), 1-8.
- 三木 敦朗 (2015) 多雪地域における素材生産へのシフト. 興梠 克久 編著「緑の雇用」のすべて, 日本林業調査会, 62-74.
- 三菱総合研究所 (2018) 内外経済の中長期展望 2018-2030年度. ニュースリリース 2018.7.9, <https://www.mri.co.jp/news/press/teigen/027615.html>
- 三菱UFJリサーチ&コンサルティング (藤田 隼平) (2016) 住宅着工とストックの中長期展望～2030年度に住宅着工は60万戸台前半まで減少～. 調査レポート, 2016.5.18, http://www.murc.jp/thinktank/economy/analysis/research/report_160518
- みずほ銀行産業調査部 (2018) 日本産業の中期見通し (紙・パルプ). みずほ産業調査 60 (2), 83-97. <https://www.mizuhobank.co.jp/corporate/bizinfo/industry/sangyou/m1060.html>
- みずほ総合研究所 (多田出 健太) (2016) 今後の住宅市場をどうみるか? (1)～住宅着工は2020年代に60万戸台へ～. みずほインサイト 2016.1.4, <https://www.mizuho-ri.co.jp/publication/research/pdf/insight/jp160104.pdf>
- 宮崎県環境森林部 (2017) みやざき経済振興対策特別委員会資料 (2017年6月23日). https://www.pref.miyazaki.lg.jp/gikai/committee/special/h29/pdf/miyazaki_h290623_kankyosinrinbu.pdf
- 村上 拓彦・吉田 茂二郎・太田 徹志・溝上 展也・佐々木 重行・桑野 泰光・佐保 公隆・清水 正俊・宮崎 潤二・福里 和朗・小田 三保・下園 寿秋 (2011) 九州本島における再造林放棄地の発生率とその空間分布. 日林誌, 93, 280-287.
- 森のエネルギー研究所 (2018) 全国木質バイオマス発電所一覧 (2018年10月末時点). <http://www.mori-energy.jp/hatsuden1.html>
- 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.

- 中島 徹・中島 謙・白石 則彦 (2018) 労働量, 伐出材積, 苗木供給量を考慮した日本の人工林資源の長期年齢構成見直しに対する評価. 森林計画学会誌, 51 (2), 57-67.
- 日本建設業連合会 (2015) 再生と進化に向けて ―建設業の長期ビジョン―. 81pp.
- 日本木材総合情報センター (2004) 木材製品に関する統計資料及び関連情報の収集分析. 森林・林業・木材産業分野における温暖化防止機能の計測・評価手法の開発 (先端技術を活用した農林水産研究高度化事業) (平成 16 年度内部資料).
- 日本製紙連合会 (2016) 環境行動計画における古紙利用率目標の改定に関する件について. <https://www.jpa.gr.jp/env/recycle/aim/index.html>
- 日本製紙連合会 (2018) 製紙産業の現状: 紙・板紙. <https://www.jpa.gr.jp/states/paper/index.html>
- 日本総合研究所 (田中靖記) (2018) 新設住宅着工戸数, 87 万戸台へゆるやかに減少. 経営コラム, 2018.8.31, <https://www.jri.co.jp/page.jsp?id=33249>
- 日刊木材新聞 (2019) 主な新設木質バイオマス発電所. 2019 年 1 月 12 日付.
- 農林水産省大臣官房統計部 (2018) 平成 29 年木材統計. <http://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/mokuzai/>
- 野田 英志 (2006) 林業セクターの将来予測. 森林総合研究所編“森林・林業・木材産業の将来予測 ―データ・理論・シミュレーション―”, 日本林業調査会, 365-388.
- 野田 英志 (2012) 林業セクターの将来予測. 森林総合研究所編“改訂 森林・林業木材産業の将来予測”. 日本林業調査会, 301-328.
- 野村総合研究所 (2018) 2030 年の住宅市場と課題 ～人手不足の深刻化により, 飛躍的な生産性向上が求められる建設現場～. 第 266 回 NRI メディアフォーラム, <https://www.nri.com/jp/knowledge/report/1st/2018/cc/mediaforum/forum266>
- 野々田 稔郎 (2018) 過密人工林における間伐後の状況. <http://www.pref.mie.lg.jp/ringi/hp/80745046137.htm> (ページ更新日 2018 年 4 月 21 日)
- 岡 裕泰・久保山 裕史 (2012) 森林資源の動向と将来予測. 森林総合研究所編“改訂 森林・林業木材産業の将来予測”. 日本林業調査会, 41-72.
- 大西 暁生・河村 直幸・奥岡 桂次郎・石 峰・谷川 寛樹 (2012) 全国都道府県における都市構造物マテリアルストック需要量の将来シナリオ分析. 土木学会論文集 G (環境), 68 (5), I_1-I_13
- 大澤 義明・小野田 竜巳・小林 隆史 (2008) コーホート変化率法による地域別人口予測の集計誤差. 日本建築学会計画系論文集, 73 (634), 2605-2612.
- 林野庁 (1956) 木材需給の長期対策について. 38pp.
- 林野庁 (2007, 2012, 2017) 森林資源の現況 (平成 19 年 3 月 31 日現在), (平成 24 年 3 月 31 日現在), (平成 29 年 3 月 31 日現在). <http://www.rinya.maff.go.jp/j/keikaku/genkyou/index1.html>
- 林野庁 (2011) 森林・林業基本計画に掲げる目標数値について (案). 林政審議会 (平成 23 年 4 月 21 日) 資料 4. <http://www.rinya.maff.go.jp/j/rinsei/singikai/110421si.html>
- 林野庁 (2013) 平成 24 年度森林・林業白書.
- 林野庁 (2016a) 森林・林業基本計画. <http://www.rinya.maff.go.jp/j/kikaku/plan/index.html>
- 林野庁 (2016b) 平成 27 年度低密度植栽技術の導入に向けた調査委託事業報告書. 204pp. http://www.rinya.maff.go.jp/j/seibi/sinrin_seibi/27mitudo.html
- 林野庁 (2018) 森林・林業改革の推進について. 未来投資会議構造改革徹底推進会合「地域経済・インフラ」会合 (農林水産業) (第 10 回)・第 15 回規制改革推進会議農林ワーキング・グループ合同会議配布資料, 2018 年 4 月 18 日. <https://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/miraitoshikaigi/suishinkaigo2018/nourin/dai10/index.html>
- 林野庁経営課 (2013～2018) 特用林産基礎資料 平成 23 年～29 年.
- 林野庁企画課 (各年) 素材生産費等調査報告書 各年 (平成 28 年は“素材生産事例調”)
- 林野庁企画課 (2018) 木材需給表 平成 29 年. http://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/mokuzai_zyukyu/index.html
- 林野庁木材利用課 (2018) 「平成 29 年木質バイオマスエネルギー利用動向調査」の結果 (速報) について. プレスリリース 2018 年 9 月 7 日, http://www.rinya.maff.go.jp/j/press/riyou/180907_9.html
- 林野庁整備課 (2018) 森林環境保全整備事業における標準単価の設定等について (最終改正: 平成 30 年 4 月 1 日). http://www.rinya.maff.go.jp/j/seibi/sinrin_seibi/index.html
- 労働政策研究・研修機構 (2016) 労働力需給の推計 ―新たな全国推計 (2015 年版) を踏まえた都道府県別試算―. JILPT 資料シリーズ, 166, 217pp.
- 資源エネルギー庁. 固定価格買取制度 情報公表用ウェブサイト. <https://www.fit-portal.go.jp/PublicInfoSummary>
- 森林基本計画研究会 (1997) 21 世紀を展望した森林・林業の長期ビジョン. 地球社, 416pp.
- 森林計画研究会 (1981) 我が国森林・林業の長期ビジョン. 地球社, 310pp.
- 森林計画研究会 (1987) 新たな森林・林業の長期ビジョン. 地球社, 415pp.
- 森林研究・整備機構森林保険センター (2017) 森林保険の引受条件に関する規程 (最終改正平成 29 年 6 月 28 日). <http://www.ffpri.affrc.go.jp/fic/index-k.html>
- 森林・林業基本政策研究会 (2002) 新しい森林・林業

- 基本政策について. 地球社, 388pp.
- 森林総合研究所 (2008) 2050年の森 (旧版) 林業の活力を高める 研究開発ロードマップ. http://www.ffpri.affrc.go.jp/2050mori/menu_3/menu3-1.html から取得可
- 森林総合研究所 (2013) 低コスト再造林の実用化に向けた研究成果集. <http://www.ffpri.affrc.go.jp/pubs/chukiseika/3rd-chuukiseika7.html>
- 白石 則彦 (2019) 我が国の森林資源モニタリング調査の実際と、期待すること. 山林, 1616, 6-13.
- 穴戸 寿雄 (1957) 木材需要を長期に分析する. グリーンエージ, 7 (7), 36-39.
- 総務省 (2009) 日本標準職業分類 (平成 21 年 12 月統計基準設定). http://www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/index/seido/shokgyou/21index.htm
- 総務省統計局. 国勢調査 抽出詳細集計 昭和 55 年～平成 27 年.
- 総務省統計局 (2008, 2013, 2018) 就業構造基本調査 平成 19 年, 同 24 年, 同 29 年.
- 鈴木 潤 (2015) 新設着工の住宅戸数および木造住宅戸数の都道府県別中期予測① 予測概要と北海道の予測結果. 木材情報, 2015 年 2 月号, 1-4.
- 立花 敏 (2006) 木材需給の将来予測. 森林総合研究所編 “森林・林業・木材産業の将来予測 —データ・理論・シミュレーション—”, 日本林業調査会, 140-160.
- 立花 敏・道中 哲也 (2012) 国内林産物の需給予測. 森林総合研究所編 “改訂 森林・林業・木材産業の将来予測 —データ・理論・シミュレーション—” 日本林業調査会, 288-300.
- 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作業者のコウホート分析. 林業経済研究, 45 (1), 129-132.
- 田中 純一 (1981) 林業労働力の需給予測. 林政総研レポート, 15, 63pp.
- 田中 亘 (2006) 林業作業業者数の将来予測. 森林総合研究所編 “森林・林業・木材産業の将来予測 —データ・理論・シミュレーション—”, 日本林業調査会, 349-361.
- 田中 亘・都築 伸行 (2012) 林業作業業者数の動向と将来予測. 森林総合研究所編 “改訂 森林・林業・木材産業の将来予測 —データ・理論・シミュレーション—” 日本林業調査会, 155-173.
- 恒次 祐子・外崎 真理雄 (2012) 非住宅を含めた建築着工数の将来予測. 森林総合研究所編 “改訂 森林・林業・木材産業の将来予測 —データ・理論・シミュレーション—” 日本林業調査会, 256-267.
- 寺下 太郎・永田 信 (1994) 『国勢調査』に見る林業就業者の推移 —コウホート法による分析—. 林業経済, 47 (4), 14-22.
- 植田 幸秀 (2012) 材積間伐率と本数間伐率の関係. 鳥取県農林総合研究所林業試験場研究報告, 44, 37-40.
- 植村 哲士 (2010) 日南町における 40 年間にわたる森林管理労働力に関する持続可能性ギャップ分析. 林業経済研究, 56 (1), 69-80.
- 植村 哲士 (2012) コウホート変化率法を用いた国勢調査データによる建設業就業者数の将来推計. 計画行政, 35 (1), 47-54.
- 植村 哲士・水石 仁・科野 宏典 (2010) 2040 年の日本の森林・林業: 持続可能な森林管理・利用を行うための人材面の課題と対策. 知的資産創造, 18 (4), 54-73, https://www.nri.com/jp/knowledge/publication/cc/chitekishisan/lst/2010_2014/2010
- 大和 香織 (2014) 建設業の人手不足は解消するか. みずほインサイト, 2014.3.20, <https://www.mizuho-ri.co.jp/publication/research/pdf/insight/jp140320.pdf>
- 柳田 高志・吉田 貴紘・久保山 裕史・陣川 雅樹 (2015) 再生可能エネルギー固定価格買取制度を利用した木質バイオマス発電事業における原料調達価格と損益分岐点の関係. 日本エネルギー学会誌, 94, 311-320.
- 全国木材チップ工業連合会 (2012) 木材チップ等原料転換型事業調査・分析事業報告書. <http://www.zmchip.com/>

なお、掲げたホームページには 2019 年 1 月の時点でアクセスした。

補足電子資料

以下はオンライン版のみの掲載となります。

<https://www.ffpri.affrc.go.jp/pubs/bulletin/453/index.html>

Table 1. 林業就業者・従事者数とその職業・産業別内訳の推移

Table 2. 年齢階級別林業従事者数 (全国) の推移とコウホート変化

Table 3. 年齢階級別林業従事者数 (全国) の将来推計結果 (2015 年は統計値、2020 年以降は推計値)

Table 4. 林業従事者数の地域別将来推計結果 (2015 年まで統計値、2020 年以降は推計値)

Table 5. 国産材需要 (表右端) とその説明用変数の実績値と想定値

Table 6. 都道府県別人工林年齢別面積の前回からの変化

Table 7. 面積当たり立木伐採材積の試算

Table 8. 木材供給量のうち人工林皆伐・天然林皆伐の内訳の算出

Table 9. 植伐関連データの推定：林業関連統計の部分

Table 10. 植伐関連データの推定：森林資源に関する部分

Table 11. 人工林齢級別育林作業の所要労働量の設定値

Table 12. 皆伐・間伐の素材生産性の推移と設定値

Table 13. 国産材需要・林業従事者数・素材生産性の将来値および将来推計結果（推計 1・2・3・2b・2c）の要約

Table 14. 推計 1（なりゆき）の将来推計結果

Table 15. 推計 2（木材供給量は想定需要を充たし育林は省力化した場合）の将来推計結果（長期）

Table 16. 推計 3（木材供給量は基本計画相当需要を充たし育林は省力化した場合）の将来推計結果

Table 17. 推計 2b（木材供給量は想定需要を充たし、素材生産性向上を加速して所要労働量を抑えた場合）の将来推計結果

Table 18. 推計 2c（木材供給量は想定需要を充たし、再造林率を下げて所要労働量を抑えた場合）の将来推計結果

Table 19. 推計 2d（木材供給量は想定需要を充たし、利用率を上げた場合）の将来推計結果

Table 1～19 は、Excel ファイルとして添付した。Fig1～19 のグラフの値は、これら Table から採っている。

Projections of forestry in Japanese society with declining population

Kazuya TAMURA ^{1)*}

Abstract

In order to make a projection of the future of forestry in Japan in a society with declining population, the future demand and supply of timber, the number of forest workers and required labor were estimated. Forest workers are expected to decrease to 70% of the current number by 2030 and 50% by 2050, as per the cohort-change rate method. Potential demand for domestic timber is expected to be 34 million m³ in 2020's. Using forest resource and forestry statistics, data necessary for future estimation were calculated. The wood supply amount and the required labor amount were estimated up to 2029. The wood supply amount estimated by the felling area rate and planted forest area by age class will be lower than the potential demand, and the required labor amount slightly will exceed the estimated number of workers. When raising the harvested area rate by 1.5 times so that the amount of wood supply could meet the demand, the required labor amount will exceed the number of workers by 10% even if the silvicultural work was saved. It was calculated that it is necessary to increase the number of workers by raising the entry rate of young people, or to accelerate the harvest productivity improvement, or to improve timber utilization rate in order to lessen the labor supply-demand gap. It should be noted that these estimation results were obtained by accumulating various assumptions. Although the share of silvicultural work in the required labor amount is expected to increase, it is expected that the required labor amount for silviculture will remain at the current level if the labor saving of 1% per year continues after the shift to labor-saving silvicultural work.

Key words: long-term projection, forest resource, forest worker, wood supply and demand

Received 15 April 2019, Accepted 6 November 2019

1) Research Planning and Coordination Department, Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI)

* Research Planning and Coordination Department, FFPRI, 1 Matsunosato, Tsukuba, Ibaraki, 305-8687 JAPAN; e-mail: nickteio@affrc.go.jp

論文 (Original article)

集約的に管理されたスギ高齢複層林における植栽木の成長の健全性評価

宮本 和樹^{1)*}、大谷 達也²⁾、酒井 敦²⁾³⁾、酒井 武¹⁾、奥田 史郎⁴⁾⁵⁾

要旨

本研究では、集約的な管理が行われた高齢複層林において植栽木が健全に生育可能であるかを明らかにするため、愛媛県の久万地方のスギ長期複層林試験地(上層木 100 年生以上、中層木と下層木が 30 ~ 52 年生)を対象として最近 16 年間の植栽木の成長経過を調べた。上層木と中層木の直径成長速度は、0.80 cm/年以上で同齢の単層林と同程度かそれ以上に良好であった一方、下層木では 0.25 cm/年と低かった。樹高成長については中層木が 0.50 m/年以上を示したものの、上層木では 0.13m/年と頭打ち傾向であり、下層木でも 0.22 m/年と低い水準であった。形状比は、上層木が概ね 60 以下であったのに対し、中層木では中央値が 70 ~ 120 の範囲に含まれ、特に下層木では中央値が 100 を超えていた。本研究の複層林は、長年にわたる密度管理により、上層木だけでなく中層木においても植栽木の成長が概ね健全な状態に保たれている数少ない事例といえる。しかし、形状比を考慮すると中層木の一部と下層木では気象害リスクが懸念される状態である上、下層木の成長速度が低いまま推移しており、集約的な管理をした複層林においても下層木を長期に健全に維持することは困難であることが示された。

キーワード：非皆伐施業、形状比、間伐、久万地方

1. はじめに

非皆伐施業のひとつである複層林施業は、更新の際に林床が裸地化しない、再造林費用および造林初期の育林費用を低減できる、上層木は大径材生産、下層木は年輪幅の詰まった良質材の生産が可能となる、更には森林の多面的機能の発揮の点で優れている、などと考えられてきた(近藤・今井 2009)。そのため、我が国では 1970 年代~1990 年代にかけて盛んに複層林が造成されてきた経緯がある(藤森 1992, 酒井 2017)。しかし、複層林における下層木は、上層木の被陰により肥大成長が抑制され形状比が高くなりやすくなること(河原 1983, 竹内 2004)、そのため冠雪害をはじめとする気象害を受けやすいこと(矢野ら 1990, 杉田ら 2014)、さらに上層木の伐採時に下層木への損傷がある程度避けられないこと(藤下ら 1996, 鈴木ら 1997, 谷山 2004)、施業が集約的になる(蜂屋・安藤 1982)といったデメリットが報告されている。また、同種他個体を垂直的に配置する林分構造は、スギ・ヒノキが自然界で同種他個体の樹冠下ではほとんど更新がみられないことから、生態学的観点からも不合理であるといった指摘がなされている(正木 2012)。

長期複層林では上層木による被陰下で下層木が生育

する期間が長いと、上層木の密度管理が重要となる。さらに下層木が成長していくと下層木自体の密度管理も必要となり、より高度な施業技術が求められることになる。過去に造成されて今日も残る複層林のなかには上層木樹齢が 100 年を超えるものもみられるが、今後は下層木も壮齢期を迎える。しかし、長く上層木の被陰下にある下層木の成長経過について、下層木が壮齢期に達した複層林を対象とした研究事例は、愛媛県久万地方のスギ・ヒノキ二段林下層木の 69 年生の事例(酒井ら 2003)を除き、ほとんどみられない。上層木と下層木で高齢-壮齢期を迎えた複層林は、長期モニタリングによる検証が十分になされないまま今後も適切に管理されない状態が続く恐れがある。

本研究では、上層木が 100 年生以上、中層木と下層木が 30 ~ 52 年生のスギ長期複層林試験地を対象として、主に 2000 年以降における 16 年間の植栽木の成長経過を報告する。この複層林は、優良大径材生産という明確な生産目標の下、植栽木の生育状況を丁寧に観察しながら集約的な管理が行われてきた複層林の事例のひとつである(安藤 1982, 安藤ら 1986a, b, 藤本ら 1991, 藤森 2010a)。このような集約的に管理されてきた高齢複層林において、植栽木が健全に生育可能かど

原稿受付：平成 31 年 3 月 18 日 原稿受理：令和元年 11 月 14 日

1) 森林総合研究所 森林植生研究領域

2) 森林総合研究所 四国支所

3) 森林総合研究所 東北支所

4) 森林総合研究所 関西支所

5) 森林総合研究所 植物生態研究領域

* 森林総合研究所 森林植生研究領域 〒 305-8687 茨城県つくば市松の里 1

うかを明らかにすることを本研究の目的とした。本研究では植栽木の健全性を評価するため、複層林の階層の違いが直径・樹高成長速度および形状比や樹冠長率の変化といった個体の形質に及ぼす影響に着目した。

2. 調査地と方法

2.1 調査地

本研究の調査地は愛媛県上浮穴郡久万高原町（北緯 33°28'02"~33°45'30"、東経 132°53'44"~133°09'30"）の岡信一氏が所有するスギ複層林（標高約 600 m、一部ヒノキを含む）である。この地域の林業は久万林業として知られ、岡家は久万林業における先導的な役割を果たしてきた篤林家のひとつである。複層林造成の経緯は、明治 13 年頃に井部栄範翁より吉野地方由来のスギ苗木を譲り受け、立木密度 3000 本/ha で植栽したことに始まる。その後、植栽、枝打ち、間伐を順次進め、昭和 40 年（1965 年）にヤナセスギ、サンプスギ、地スギを植栽し二段林に移行した（安藤ら 1986a, b, 上浮穴林業振興会議 2012）。岡氏によれば、複層林は限られた面積の壮齢林を伐り尽さず、持続的に林業収入を得るための選択であったということである（岡 1992）。岡氏の複層林（本研究の複層林を含む）では、上層木の間伐を繰り返しながら残存木の優良大径材生産に主眼を置きつつ、上層木伐採後の空間に下層木を植栽し、優良小丸太も併せて生産することを目標としてきた（安藤 1982, 安藤ら 1986a, b）。岡氏の複層林では、材の経済的価値の向上と林内の光環境のコントロールを目的とした枝打ちや間伐、上層木の間伐時に中・下層木に極力損傷を与えないよう決められた方向への高度な伐倒など集約的な管理を行ってきた（藤本ら 1991, 藤森 2010a）。複層林造成当初は若い上層木の下に林齢差の少ない下層木の植栽を行った結果、林内の光環境が悪化し、下層木が枯損するなどの失敗も経験しながら試行錯誤を続けてきたそうである（岡 1992）。現在では労働力不足等の理由から所有林全体での集約的な管理はできないため、対象木を絞るなど岡氏個人が可能な範囲での管理を行っている。

2.2 調査方法

前述した岡家の複層林のうち上層木 50 年生以上の林分において、1967 年から 1972 年にかけて調査区が 7 つ設置され（安藤 1982）、現在まで継続して調査が実施されている KO-I、KO-II、KO-IV の 3 つを本研究の調査区とした。本研究の複層林試験地は、林業試験場四国支場（現 森林総合研究所四国支所）の安藤貴造林研究室長が中心となり設置されたもので、初回調査から 50 年が経過した（酒井 2017）。調査区の面積は、KO-I が 600 m² (20 m × 30 m)、KO-II が 900 m² (30 m × 30 m)、KO-IV が 500 m² (20 m × 25 m) である。KO-I と KO-II は長期大径材生産の展示林の一部としても利用

されている。各調査区の 2000 年と 2016 年における林分概況を Table 1 に示す。1965 年（KO-I、KO-II）および 1968 年（KO-IV）に複層林に移行してからは、上層木では 8 ~ 10 年間隔で本数率 30% 前後の間伐、中層木では本数率 6 ~ 16% の間伐を行ってきた。KO-I と KO-II における初期の施業と成長経過については安藤ら（1986a, b）を参照されたい。KO-I、KO-II は上層木、中層木、下層木の三段林であり、下層木は上層木の択伐が行われる際に植栽されてきた。KO-II については各層の扱いがやや複雑である。本研究では、複層林の現況（樹齢と樹高）に基づいて、安藤ら（1986b）によって中層木として扱われていた個体を上層木に含めている。これらの個体については 2016 年時で 93 ~ 98 年生と他の上層木よりもやや若齢である（Table 1 のカッコ内の樹齢）。また、安藤ら（1986b）による 1983 年の毎木調査の時点で下層木であったものが中層木の扱いとなり、新たに植栽された個体を下層木としている。KO-IV は、上層木と下層木の二段林であり、下層木の追加植栽は行われていない。上記のような理由から植栽年は調査区内および調査区間で幅がある。2016 年生育期間終了後の樹齢は上層木で 112 ~ 137 年生（一部 93 ~ 98 年生）、中層木は 49 ~ 52 年生、下層木は 30 ~ 49 年生である。

これら 3 つの調査区に植栽された個体について、一時期を除き 1995 年 ~ 2016 年の間に 1 ~ 3 年程度の間隔で胸高直径の測定を行った。また、樹高と生枝下高の測定も可能な限り実施した。樹高、生枝下高の測定については、1995 年から 1999 年まではブルーメライス（カールライス社製）、2000 年以降は超音波樹高測定器（Vertex III、Vertex IV、Impulse、ハグロフ社製）を用いた。

2.3 データ解析

各形質の経年変化のパターンについては 1995 年以降のデータを用いた（補足電子資料 Fig. S1-S5）。一方、階層の違いによる各形質の成長速度・変化速度への影響の解析については、樹高や生枝下高の測定をブルーメライス以外の測器で行った 2000 年以降のデータを用いた。データ解析および図の描画には、フリーの統計ソフト R version 3.4.4（R core team 2018）を用いた。複層林では単層林と比べて階層構造が複雑で、特に下層木において光環境等の不均一性が高いことが考えられる。調査区の差を考慮した統計モデルを用いることで、各形質の階層間差やばらつきについて、より適切な評価が可能となる。本研究では複層林の上層木、中層木、下層木における植栽木について、応答変数に胸高直径・樹高の成長速度および形状比・樹冠長・樹冠長率の変化速度（期間の成長量・変化量を年で割ったもの）、説明変数に階層（固定効果）と調査区（変量効果）を用いて、線形混合効果モデルによる成長速度・

Table 1. 2000年および2016年測定時における複層林試験地の林分概況¹⁾

| 調査区・ 面積 | 階層 | 樹齡 (年) | 立木密度 (本/ha) | 平均胸高 直径 (cm) | 平均樹高 (m) | 林分材積 ²⁾ (m ³ /ha) |
|------------------------|----------------------|---------------------|----------------|-----------------|-------------|--|
| 2000年 (他の計測年は以下に個別に示す) | | | | | | |
| 600 m ² | KO-I 上層木 | 121 | 67 | 92.2 | 41.7 | 597.8 |
| | 中層木 | 36 | 333 | 25.1 | 20.4 | 161.2 |
| | 下層木 | 14-25 | 1033 | 4.7 | 5.3 | 7.6 |
| | | | (983/50) | (4.9/0.7) | (5.4/1.9) | (7.55/0.04) |
| 900 m ² | KO-II 上層木 | 96-107 | 56 | 58.1 | 29 | 231.2 |
| | (樹高は 1998年) | (一部77-82) | (34/22) | (59.8/55.5) | (29.0/29.0) | (171.5/59.7) |
| | 中層木 | 33-36 | 333 | 14.9 | 15.6 | 47.3 |
| | 下層木 | 14-25 ³⁾ | 1889 | 5.8 | 5.5 | 13.1 |
| | | | (1311/578) | (5.4/6.7) | (5.6/5.4) | (9.6/3.5) |
| 500 m ² | KO-IV 上層木 (2002年) | 115 | 80 | 52 | 29.4 | 197.5 |
| | 下層木 (2001年) | 33 | 1740 | 13.2 | 14.9 | 207.5 |
| | | | (1560/180) | (13.3/13.0) | (14.9/14.0) | (186.5/21.0) |
| 2016年 (他の計測年は以下に個別に示す) | | | | | | |
| 600 m ² | KO-I 上層木 | 137 | 67 | 106.6 | 41.5 | 767 |
| | 中層木 | 52 | 150 | 42 | 30.1 | 258.3 |
| | 下層木 | 30-41 | 667 | 8.4 | 8.9 | 21.9 |
| | | | (617/50) | (8.6/5.4) | (9.1/5.7) | (21.4/0.5) |
| 900 m ² | KO-II 上層木 | 112-123 | 56 | 73.3 | 33.6 | 290.9 |
| | (一部93-98) | (一部93-98) | (34/22) | (76.5/68.6) | (34.9/31.6) | (188.2/102.7) |
| | 中層木 | 49-52 | 244 | 28.1 | 23.7 | 175.9 |
| | 下層木 | 30-41 ³⁾ | 667 | 10.5 | 10.4 | 47.8 |
| | | | (478/189) | (9.7/12.3) | (9.7/12.0) | (30.8/17.0) |
| 500 m ² | KO-IV 上層木 (2015年) | 131 | 60 | 64.4 | 29.3 | 216.1 |
| | 下層木 (2015年) | 49 | 1580 | 16.5 | 17.4 | 328.7 |
| | | | (1460/120) | (16.6/15.5) | (17.6/15.0) | (308.3/20.4) |

¹⁾ スギ林の一部にヒノキが混交している。カッコ内はスギ/ヒノキ別の値。

²⁾ KO-Iの上層木のうち、2000年時に胸高直径と樹高が欠測している個体があった。同様に、KO-IIの中層木で2016年の樹高が欠測していた。これらを除外すると林分材積が過小評価となるため、前後の測定年の胸高直径や樹高を用いて個体材積(9.4 m³、0.42 m³)を求め林分材積に加えた。代用した測定値は平均胸高直径と平均樹高の計算には含まれていない。

³⁾ 履歴不詳であるが隣接するKO-Iと同様の林齡を想定した。

変化速度の階層間差の解析を行った(応答変数はすべて正規分布を想定)。なお、同様の解析は、応答変数に胸高直径や樹高など個体の形質そのものを用いて、説明変数に時間(年)を含める形でも可能であるが、結果の解釈がやや複雑となる。本研究では結果の解釈を容易にするため、年の効果を成長速度や変化速度に集約した形での解析結果を用いることとした。また、期末(KO-IとKO-IIは2016年、KO-IVは2015年)における植栽木の形質の階層間差について、応答変数に、胸高直径・樹高・形状比・樹冠長および樹冠長率、説

明変数に階層、変数効果に調査区を用いて一般化線形混合効果モデルで解析した。胸高直径、樹高、樹冠長にはガンマ分布、形状比と樹冠長率には正規分布を想定した。さらに、上記の線形・一般化線形混合効果モデルに対応した多重比較(Tukeyの方法)により、階層の全ペア間の有意差を調べた。線形・一般化線形混合効果モデルの解析にはRのパッケージlme4およびlmerTestの下でlmer関数を用いた。また、多重比較にはRのパッケージmultcompのglht関数を用いた。

3. 結果

3.1 直径成長と樹高成長

胸高直径は上層木から下層木まで年とともに増加傾向がみられた (Figs. 1a, S1)。2000 年以降の各階層の直径成長速度は、上層木で 0.84 cm/年、中層木で 0.83 cm/年、下層木で 0.25 cm/年となり、下層木と比べて中層木と上層木と有意に高かった (Fig. 1a)。

樹高についてみると、KO-I と KO-II の上層木や中層木の一部では、2000 年前後で樹高が一時大きく増加あるいは減少し、ばらつきが大きくなったが、これは主に計測機器の違いによるものと考えられる (Fig. S2)。樹高成長速度は、下層木で 0.22 m/年、中層木で 0.52 m/年、上層木で 0.13 m/年であった。中層木は下層木よりも有意に高い樹高成長速度を示したが、上層木では下層木との有意差はみられず、中層木よりも有意に低い樹高成長速度となった (Fig. 1b)。

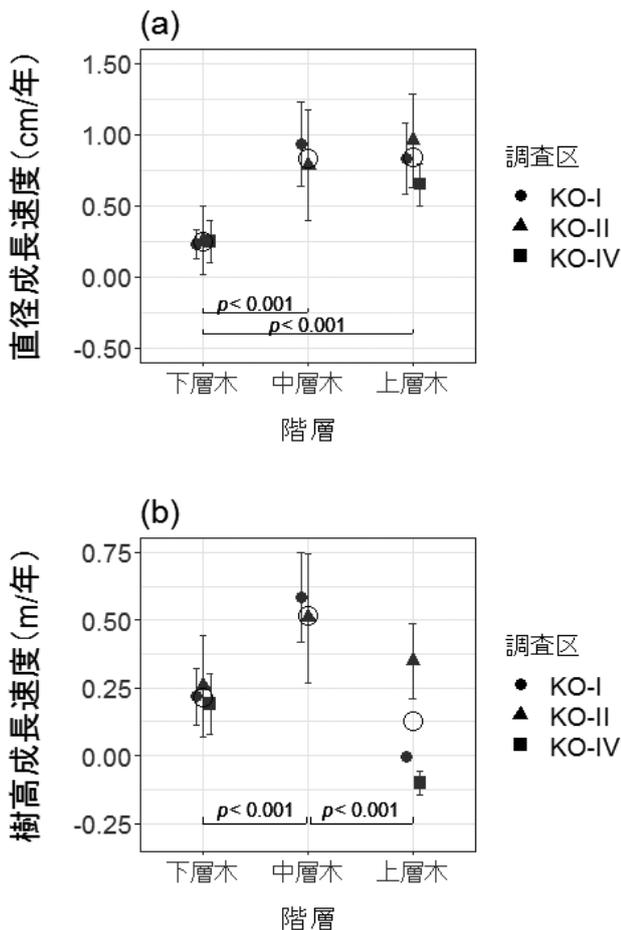


Fig. 1. 複層林調査区における各階層の (a) 直径成長速度および (b) 樹高成長速度の比較。

図中の黒色のシンボルは各調査区の平均値、エラーバーは標準偏差を示す。図中の白丸は3つの調査区を変数効果とした線形混合効果モデルに基づく各階層の推定値。推定値に有意差のある階層間を p 値と横線で示す (Tukey の多重比較)。

3.2 形状比

形状比は、外れ値として小径木のなかに極端に高い形状比を示すものが含まれ、結果に影響を与えていたことから、胸高直径 5 cm 以上の個体に限定した結果を示す (Fig. S3)。KO-II では下層木と中層木との間で形状比の範囲が重なっていたものの、いずれの調査区でも階層間の形状比には有意差がみられた。上層木では中央値で概ね 60 以下の低い値となっていたが、中層木では個体間のばらつきが大きくその中央値が 70 ~ 120 の範囲となっていた。下層木の形状比についても個体間のばらつきが大きかったが、中央値はいずれの調査区も 100 以上を示した (Fig. S3)。形状比の変化速度は、下層木と比べて中層木で有意に低く、負の値となったことから (中層木 -1.01 /年)、中層木では形状比が低下していく傾向が示された。一方、上層木の形状比の変化速度は下層木と有意差はなく (上層木 -0.41 /年、下層木 0.17 /年)、下層木の変化速度自体もゼロから有意に異なっていなかったことから (線形混合効果モデル $p > 0.05$)、上層木と下層木の形状比はほとんど変化していないことが示された (Figs. 2, S3)。

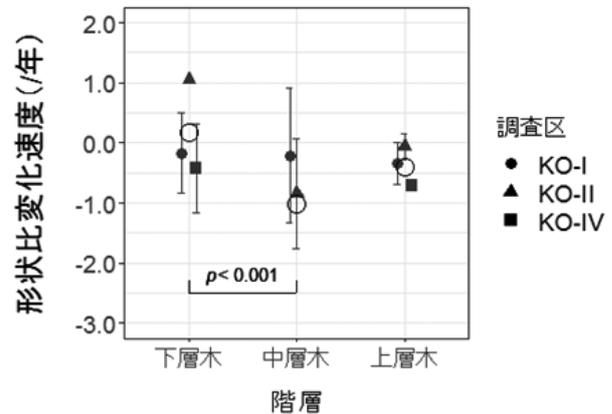


Fig. 2. 複層林調査区における各階層の形状比変化速度の比較。

図の見方は Fig. 1 に従う。

3.3 樹冠長と樹冠長率

樹冠長は樹高と類似した経時変化のパターンを示し、階層間のサイズの違いを反映して上の階層ほど樹冠長が有意に長かった (Fig. 4)。樹冠長変化速度は下層木で 0.11 m/年、中層木で 0.41 m/年、上層木で 0.37 m/年と推定され、下層木と比べて中層木と上層木で有意に樹冠長変化速度が高かった (Fig. 3a)。

樹冠長率は形状比と同様、外れ値として小径木のなかに極端に高い樹冠長率を示すものが含まれていたことから、胸高直径 5 cm 以上の個体に限定した結果を示す (Fig. S5)。樹冠長率は上層木と中層木で 40% 以上を示す個体が多かったが、下層木ではばらつきが大きく、40% を下回る個体もみられた (Fig. S5)。樹冠長率変化速度は下層木で 0.36/年、中層木で 0.50/年、上

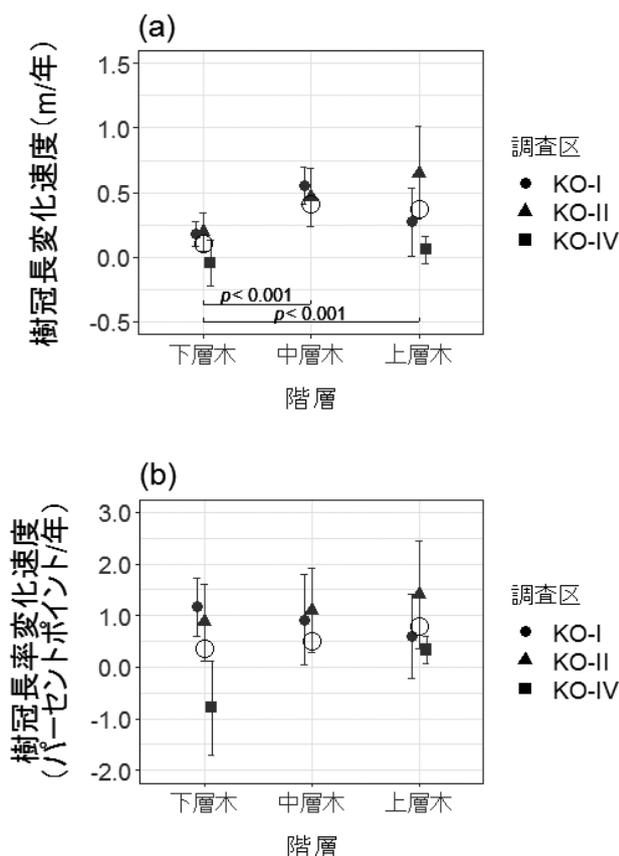


Fig. 3. 複層林調査区における各階層の (a) 樹冠長変化速度および (b) 樹冠長率変化速度の比較。図の見方は Fig. 1 に従う。

層木で 0.79/年であったが、階層間で有意差はみられなかった。また、下層木の樹冠長率変化速度はゼロから有意に異なっていなかったことから（線形混合効果モデル $p > 0.05$ ）、各階層の樹冠長率はほとんど変化していないことが示された (Fig. 3b)。

4. 考察

本研究の調査林分はいずれも上層木の樹齢が 100 年を超える高齢複層林である。上層木ではこれまでの択伐により立木密度が 80 本/ha 以下と低く保たれてきたため (Table 1)、上層木同士の競争の影響は緩和されていると考えられる。一方、中層木と下層木は、自身より上層の個体からの被陰を受けるうえ、特に KO-IV のように下層木だけで 1500 本/ha 以上という高い立木密度では下層木同士でも競争の影響が大きくなっていると考えられる。その結果、中層木の一部や下層木の形状比が 100 を超えて非常に高くなるなど負の影響を受けていると考えられる。本研究の複層林においても、やはり中層木、下層木を今後どのように管理していくかが課題である。

4.1 直径成長と樹高成長

高齢スギ人工林の直径成長の事例として、吉野地方

の約 100 ~ 230 年生までの高齢スギ単層林の事例では、0.21 ~ 0.37 cm/年の直径成長速度であったと報告されている (竹内 2005)。本研究と同じ愛媛県久万地方のスギヒノキ二段林を対象に 96 年生から 101 年生までの成長経過をみた事例によれば、上層木の直径成長速度は 0.31 ~ 0.57 cm/年であった (酒井ら 1996, 2003 および酒井ら未発表)。本研究の上層木の直径成長速度 (0.84 cm/年) はこれらの事例と比較しても良好であることがうかがえるが、本研究ではさらに中層木の直径成長速度も 0.83 cm/年と良好であった。中層木と同程度の林齢の単層林の事例では、高知県の 39 ~ 56 年生スギ人工林 10 林分の直径成長速度は 0.11 ~ 0.81 cm/年であったが、最大値の 1 林分を除くと 0.11 ~ 0.48 cm/年であった (深田ら 2011)。同じく高知県の 47 年生と 50 年生スギ人工林では、それぞれ 0.38, 0.33 cm/年と報告されている (宮本ら 2015)。このことから、本研究の中層木の直径成長速度はかなり高い値であるといえる。この背景としては、本研究の調査地では単層林から複層林への移行時期に上層木樹齢が 70 ~ 80 年生以上と高齢で、その立木密度も 300 本/ha 以下と低密度であったため (安藤ら 1986a, b)、林内の光環境の管理の点では有利であったことがあげられる。さらに最近では、KO-I、KO-II の上層木の立木密度が 56 ~ 67 本/ha とかなり低密度で推移してきたことと、間伐により中層木も立木密度を低下させたことで、光環境が良好で中層木の個体間競争も緩和されたことが影響していると考えられる。一方、本研究の複層林では下層木の年輪幅が 2.5 ~ 3 mm となるよう直径成長速度の目標を 0.5 ~ 0.6 cm/年としてきた (安藤 1982)。下層木の直径成長速度 (0.25 cm/年) はこの目標を下回っており、各階層の間伐を主体として林内の光環境のさらなる改善が必要な状況である。先述のスギヒノキ二段林の事例では、上層木を最初に強度に間伐するよりも間伐の繰り返して徐々に立木密度を下げていく方が下層木の直径成長速度が高まったことを報告している (酒井ら 2003)。これを本研究の KO-IV の二段林に適用するにはこれまでよりも間伐の頻度を高める必要がある。さらに、KO-I と KO-II は三段林であり、より複雑で集約的な密度管理が必要である。

樹高成長については、上層木に頭打ち傾向がみられるものの、中層木では直径成長と同様、良好な成長を示した (Fig. 2)。2017 年に実施された KO-I と KO-II における上層木択伐時のスギ伐倒木 9 個体の計測によると、最近 3 年間の梢端部における連年の伸長成長は平均で約 0.20 m/年程度であり、本研究の上層木の樹高成長速度 (0.13 m/年) よりもやや良好であった (酒井ら 未発表)。樹高成長速度が比較的高い KO-II の個体が伐倒木に含まれていることが影響していると考えられる (Fig. 2)。先述の 96 ~ 101 年生のスギヒノキ二段林の事例では、上層木の樹高成長速度は -0.33 ~ 0.17

m/年であった(酒井ら 2003, 酒井ら 未発表)。また、スギ複層林 74～79 年生の事例では、上層木のスギの樹高成長速度(林分の平均値に基づく)は 0.12～0.18 m/年であった(安藤 1982)。このように他の複層林上層木の結果も本研究と類似し、上層木の樹高成長速度には鈍化の傾向がみられる。また、中層木と同程度の林齢の単層林と比べると、先述の高知県における 39～56 年生のスギ単層林 10 林分の樹高成長速度は 0.11～0.43 m/年であった(深田ら 2011)。長野県の 43 年生と 46 年生のスギ単層林でも同程度の樹高成長速度(図からの読み取りで、約 0.10～0.40 m/年)が示されている(大矢・近藤 2013)。本研究の中層木の樹高成長速度(0.52 m/年)はこれら同齢の単層林の値を上回っていた。直径成長と同様、上層木の立木密度が複層林造成時から低かったことにより、中層木でも良好な樹高成長が可能となる光環境を維持できていると考えられる。一方、複層林で幹曲がりや梢端枯れなどを生じさせずに健全な下層木を育てるためには 0.20 m/年程度の樹高成長速度が必要と言われている(藤森 1992, 竹内 2004)。本研究の下層木の樹高成長速度は 0.20 m/年をやや上回っていた(Fig. 2b)。したがって、樹高成長についてはかろうじて健全な生育を維持しているといえるものの、直径成長や以下に述べる形状比、樹冠長率なども考慮すると、下層木の生育状況は全体として健全であるとは言い難い状況である。

4.2 形状比と樹冠長率

スギ林とヒノキ林において、林内の相対照度の低下にともなう樹下植栽木の相対樹高と相対直径(被陰のない状況下の樹高と直径に対する相対値)の低下パターンから(河原 1983)、林内の被陰下では樹高成長に比べて直径成長の低下が大きい傾向を読み取ることができる。これに基づき竹内(2004)は、被陰下では樹高成長に比べ直径成長の低下が大きい傾向にあるため、複層林の下層木は形状比が高くなりやすいことを指摘している。複層林における形状比と気象害の関係については、上層木は通常の単層林と同様、形状比が 70 以上で気象害が生じやすいと考えられる(石井ら 1983, 國崎ら 2002)。下層木では 110 以上になると冠雪害による幹折れや幹曲がりが生じやすくなるとの報告がある(落合ら 1987, 杉田ら 2014)。また、上層木と下層木の位置関係や上層木の樹冠構造、上層木の立木密度が低いことなどにより、下層木が上層木樹冠の庇護作用を十分に受けることができず、形状比の高い下層木が冠雪害を受けやすいことが指摘されている(和口ら 1992, 杉田ら 2014)。本研究の調査地である愛媛県久万地方の人工林でも冠雪害が発生している(落合ら 1987)。本研究の上層木の形状比は約 60 以下であり、上層木に対する気象害の危険性は比較的少ないと考えられる。一方、下層木の大部分と一部の中間層木の形状

比は、いずれも 100 前後を示しており、下層木だけでなく中間層木でも気象害の危険性が高いことが示唆された。また、形状比変化速度は多くの場合、減少傾向(負の値)を示したが、KO-II の下層木では増加傾向(正の値)を示したため(Fig. 2)、早急に光環境の改善が必要である。このように形状比の点では、いずれの調査区も中間層木と下層木は気象害リスクが高い状態にあるといえる。

樹冠長率については、健全な単層林を造成するための基準として樹冠長率 40% 以上が必要で、60% 程度を目指すことが望ましいとされる(藤森 2010b)。本研究では、上層木と中間層木における期末(2015～2016 年)の樹冠長率は概ね 40% 以上であった。しかし、下層木ではいずれの調査区も他の階層と比べ樹冠長率のばらつきが大きくなった(Fig. S5)。健全な単層林における樹冠長率の基準は、複層林の上層木には適用可能であるが、長期間被陰にさらされる下層木には適用できない可能性がある。下層木の高い形状比や低い直径成長速度を考慮すると、個体の健全な成長維持の点から樹冠長率 40% という基準があてはまらず、さらに高い樹冠長率が必要ながうかがえる。一方、上層木は低密度で推移しており、その下の中間層木の直径成長は上層木と同程度であることから、本研究の調査地のように適切に管理され上層木が低密度の複層林では、中間層木についても単層林と同じ樹冠長率の基準が適用可能であろう。したがって、葉量保持の点から本研究の複層林では上層木だけでなく中間層木もある程度健全な状態を維持できていると考えられる。樹冠長についてみると、KO-I と KO-II の樹冠長の伸長は樹高成長と概ね同様のパターンを示した。上層木では樹高成長も樹冠の伸長も頭打ちになる一方、中間層木と下層木では樹高成長と同程度に樹冠長も拡大するため、結果としていずれの階層も樹冠長率 40% 程度を維持していくものと考えられる。しかし、上述のように下層木については、個体の健全な成長維持の点から十分な葉量を保持しているとは言い難い。下層木のなかには、着葉量が少ない枝がまばらに分布する個体もみられた。さらに、KO-IV の下層木については、樹冠長変化速度が負の値となり樹冠長の拡大傾向がみられず(Fig. 3a)、これが上述の樹冠長率の低下傾向をもたらしているため、間伐による光環境の改善や競争の緩和が必要と考えられる。

4.3 複層林施業の問題点

本研究の複層林を先代とともに長年管理してきた岡信一氏は、下層木の損傷を最小限に抑えるための伐倒や枝打ちによる林内の光環境の改善など、高度な技術を駆使しながら可能な限り立木密度と林内の光環境に配慮した複層林の管理を行ってきた(藤本ら 1991, 藤森 2010a)。上層木だけでなく中間層木についても成長が

比較的良好で、樹冠長率も概ね40%以上を維持していることはその成果であるといえる。しかし、下層木の生育状況や中層木の一部と下層木にみられた100を超える高い形状比については、今回の調査以前から同様の状態が長く続いており(安藤 1982, 安藤ら 1986a, b)、間伐を主体とする各層の密度管理をよほど集約的に行わなければ改善していくことは容易ではない。久万地方では、優良大径材生産とともに、均質な優良小丸太生産を目標のひとつとし、形状比が高くとも年輪幅の詰まった材に一定の価値をおいていた。このため、複層林下層木のような形状比の高い状態にもある程度の林業的な合理性があったと考えられる。しかしながら、優良小丸太需要も縮小した現在では、下層木のもつこのような形状や成長の特徴は、気象害リスクなど複層林において下層木の生育を維持する上でマイナス面になっている。

本研究で得られた結果をもとに、複層林施業・管理に関する要点をまとめてみる。まず、複層林中層木の直径成長と樹高成長が良好であった点について(Fig. 1)、その要因としては、上層木が高齢になった段階で複層林に移行し、低密度に維持してきたことが重要であったと考えられた(4.1 直径成長と樹高成長を参照)。藤森(2003)は複層林造成の失敗の原因として、若齢林分の段階で下層木を植栽し二段林へ移行するために、上層木の密度を低下させてもすぐに林冠が閉鎖し、下層木の維持が困難になる事例が多いことを指摘している。この点については岡氏も複層林造成初期に同様の失敗を経験しており、試行錯誤の末に現在の複層林を成立させた経緯がある(岡 1992)。しかし、本研究のKO-I、KO-IIの中層木の生育状況は部分的ではあるものの複層林における数少ない成功事例といえるであろう。一方、下層木の生育については、直径成長の不良や100を超える高い形状比(Figs. 1, S3)などで示されたように、いずれの調査区も健全な状態にあるとはいい難かった。そのため、複層林の植栽木の健全性を維持しようとするれば、上層木のみならず立木密度の高い下層木についても一本一本の環境条件に応じた個体管理を強いられ、極めて困難な施業となる。このように複層林施業は高度に集約的な施業であることがあらためてうかがえた。本研究の複層林については、所有者の高度な施業技術と長年の努力による集約的な管理をもってしても、下層木の健全性を維持するのは困難であることが示された。

複層林は一斉皆伐の反省に基づいた非皆伐の人工林として造成されてきたが、その管理には高度な技術を要するものであり、担い手不足の状況が続く日本の林業の現場にあって、今後積極的に造成していくことは望ましい状況であるとはいえない。竹内(2007)によれば、複層林の造成は、(1) 水土保全や景観保全の観点から裸地化が好ましくない場所、(2) 担い手が高度な伐

出技術を備えていること、(3) 施業が集約的となるため、林道近くや路網密度が高いなど伐出に有利な立地であること、(4) 気象害の心配が少ない場所、といった条件を満たす場合に限定すべきとしている。今後、複層林の造成や維持・管理の困難さについて注意を喚起していく必要がある。

謝 辞

本研究の調査地である複層林を管理し、先代の岡譲氏とともに長年調査にご協力いただいている岡信一氏に深く感謝申し上げる。元森林総合研究所の竹内郁雄氏と杉田久志氏には現地調査に同行していただき、岡氏を交え現地で複層林施業に関する議論をしていただいた。森林総合研究所四国支所の伊藤武治氏と同東北支所の野口麻穂子氏にも現地調査にご協力いただいた。最後に、安藤貴氏から続く林業試験場四国支場造林研究室(現 森林総合研究所四国支所森林生態系変動研究グループ)の歴代研究員による継続的な複層林試験地調査への尽力に感謝申し上げる。

引用文献

- 安藤 貴(1982) 愛媛県久万地方における事例. 日本林業技術協会編“複層林の施業技術”. 日本林業技術協会, 112-118.
- 安藤 貴・竹内 郁雄・落合 幸仁(1986a) スギ, ヒノキ複層林の施業と生長の経過(1) スギースギ二段林KO-Iの事例. 日林関西支講, 37, 175-178.
- 安藤 貴・竹内 郁雄・落合 幸仁(1986b) スギ, ヒノキ複層林の施業と生長の経過(2) スギースギ二段林KO-IIの事例. 日林関西支講, 37, 179-182.
- 藤森 隆郎(1992) 複層林マニュアルー施業と経営ー. 全国林業改良普及協会, 119pp.
- 藤森 隆郎(2003) 新たな森林管理ー持続可能な社会に向けて. 全国林業改良普及協会, 428pp.
- 藤森 隆郎(2010a) 藤森隆郎 現場の旅 新たな森林管理を求めて上巻. 全国林業改良普及協会, 264pp.
- 藤森 隆郎(2010b) 間伐と目標林型を考える. 全国林業改良普及協会, 191pp.
- 藤下 章男・大場 孝裕・鈴木 善郎(1996) スギースギ二段林の上木間伐に伴う下木の損傷事例. 日林中支論, 44, 95-96.
- 藤本 幸司・田中 正臣・山本 武(1991) スギ複層林下木の樹幹の形質. 日林誌, 73, 309-314.
- 深田 英久・宮田 弘明・山崎 敏彦(2011) 強度間伐施業等に対応した森林管理技術の開発. 高知県森技セ平成22年度研究成果報告書, 31-32.
- 蜂屋 欣二・安藤 貴(1982) 目的に対応した施業体系のあり方. 日本林業技術協会編“複層林の施業技術”. 日本林業技術協会, 111-112.
- 石井 弘・片桐 成夫・三宅 登(1983) 冠雪害をうけた

- スギ人工林の直径分布, 形状比分布と被害の関係. 日林誌, 65, 366-371.
- 上浮穴林材業振興会議 (2012) 久万林業. 上浮穴林材業振興会議, 18pp.
- 河原 輝彦 (1983) 人工被陰下の植栽木と樹下植栽木の生長比較. 林試研報, 323, 133-134.
- 國崎 貴嗣・齋藤 信人・劍持 直樹・比屋根 哲 (2002) 岩手県民有林で造成された複層林の林分構造と下木の樹高成長. 岩大演報, 33, 29-38.
- 近藤 道治・今井 信 (2009) 複層林に関する研究の現状について. 森林学誌, 24, 41-52.
- 正木 隆 (2012) 森林生態学からみた複層林施業. 山林, 1532, 6-13.
- 宮本 和樹・酒井 敦・大谷 達也・松岡 真如・山崎敏彦 (2015) 四国地方の高齢級スギ・ヒノキ人工林における個体間競争が植栽木の成長に及ぼす影響. 日林誌, 97, 171-181.
- 岡 信一 (1992) 我が家の林業と複層林—その問題点と利点—. 山林, 1294, 42-44.
- 落合 幸仁・竹内 郁雄・安藤 貴 (1987) 複層林下木の冠雪害—形状比を中心とする被害の解析—. 日林関西支講, 38, 267-270.
- 大矢 信次郎・近藤 道治 (2013) 過密人工林管理技術の開発. 長野県林総研報, 27, 1-24.
- R core team (2018) “R: A language and environment for statistical computing”. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, <https://www.R-project.org/>
- 酒井 武・川崎 達郎・田淵 隆一・竹内 郁雄 (1996) 長期2段林下木の成長経過—スギ96年生, ヒノキ64年生林分の事例—. 日林論, 107, 205-206.
- 酒井 武・倉本 恵生・酒井 敦・奥田 史郎 (2003) 下木成長から見た上木の密度管理. 四国情報, 30, 5-6.
- 酒井 敦 (2017) 久万複層林試験地に関する文献一覧. 森林総研四国支所年報, 58, 26-29.
- 杉田 久志・高橋 利彦・齋藤 誠・濱道 寿幸・藤田 泰崇 (2014) スギ - スギ複層林で発生した下木の冠雪害被害に対する形状比および上木樹冠との位置関係の影響. 日林誌, 96, 6-11.
- 鈴木 誠・村川 功雄・龍原 哲 (1997) ヒノキスギ二段林における上木の間伐に伴う下木への影響. 日林論, 108, 99-100.
- 竹内 郁雄 (2004) スギ・ヒノキ二段林施業と技術的課題. 森林科学, 41, 8-13.
- 竹内 郁雄 (2005) スギ高齢人工林における胸高直径成長と林分材積成長. 日林誌, 87, 394-401.
- 竹内 郁雄 (2007) 複層林施業. 森林施業研究会編 “主張する森林施業論”. 日本林業調査会, 157-164.
- 谷山 徹 (2004) 複層林伐出技術の高度化を目指して. 森林科学, 41, 35-41.
- 和口 美明・柴田 叡弑・米田 吉宏・隅 孝紀 (1992) スギスギ二段林の下木に発生した冠雪害. 日林誌, 74, 87-90.
- 矢野 進治・前田 雅量・榎谷 金治 (1990) 多雪地帯における複層林に関する研究 (I) —アカマツ・スギ, アカマツ・ヒノキが混交した複層林上木アカマツを伐採した後に発生した冠雪害—. 兵庫県林試研報, 37, 6-19.

補足電子資料

以下はオンライン版のみの掲載となります。

<https://www.ffpri.affrc.go.jp/pubs/bulletin/453/index.html>

- Fig. S1.** 複層林調査区における各階層の胸高直径の推移。
- Fig. S2.** 複層林調査区における樹高の推移。
- Fig. S3.** 複層林調査区における形状比の推移 (胸高直径 5 cm 以上)。
- Fig. S4.** 複層林調査区における樹冠長の推移。
- Fig. S5.** 複層林調査区における樹冠長率の推移 (胸高直径 5 cm 以上)。

Evaluating the soundness of growth performance of planted trees in old-aged multi-storied plantations of Japanese cedar (*Cryptomeria japonica*) under intensive forest management

Kazuki MIYAMOTO^{1)*}, Tatsuya OTANI²⁾, Atsushi SAKAI²⁾³⁾,
Takeshi SAKAI¹⁾ and Shiro OKUDA⁴⁾⁵⁾

Abstract

We examined growth performance of planted trees in the last 16 years in the multi-storied Japanese cedar (*Cryptomeria japonica*) plantations with the upper story trees being over 100 years old and the mid and lower story trees being 30 to 52 years in Kuma district, Ehime prefecture, Shikoku, Japan, to clarify if planted trees can grow soundly in the old-aged multi-storied conifer plantation under intensive forest management. The diameter growth rate showed more than 0.80 cm/year for the upper- and mid-story trees, which was similar or higher than that of trees in a single-storied plantation. It was 0.25 cm/year for the lower-story trees, which was lower than that of trees for the upper- and mid-story trees. The height growth rate showed more than 0.5 m/year for the mid-story trees. However, it appeared to reach a plateau for the upper story trees, 0.13 m/year, for the upper-story trees and 0.22 m/year for the lower-story trees. The height/diameter ratio was lower than about 60 for the upper story trees, whereas it was from 70 to 120 for the mid-story trees. Median height/diameter ratio showed over 100 in the lower-story trees. This multi-storied plantation can be mentioned as a rare example of good practice in terms of its high growth rate in terms of upper- and mid-story trees, owing to a long-term intensive tree density management by the owner. However, the high values of height/diameter ratio for a part of the mid-trees and most of the lower-story trees and low growth performance of the lower-story trees suggest high risk of snow accretion damage and the difficulty of maintaining the multi-storied plantation sound for a long time even under intensive forest management.

Key words: Non-clearcutting system, Height-diameter ratio, Thinning, Kuma district

Received 18 March 2019, Accepted 14 November 2019

1) Department of Forest Vegetation, Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI)

2) Shikoku Research Center, FFPRI

3) Tohoku Research Center, FFPRI

4) Kansai Research Center, FFPRI

5) Department of plant ecology, FFPRI

* Department of Forest Vegetation, FFPRI, 1 Matsunosato, Tsukuba, Ibaraki, 305-8687 JAPAN; e-mail: mkazuki@affrc.go.jp

論文 (Original article)

日本における2種のトリュフ (アジアクロセイヨウショウロおよびホンセイヨウショウロ) の生息地の土壌特性

古澤 仁美^{1)*}、山中 高史²⁾、木下 晃彦³⁾、
仲野 翔太⁴⁾、野口 享太郎⁵⁾、小長谷 啓介⁴⁾

要旨

2種のトリュフ、アジアクロセイヨウショウロ (*Tuber himalayense*) とホンセイヨウショウロ (*T. japonicum*) の人工栽培技術の確立に資する情報を得るために、両種の生息地土壌の特徴を明らかにすることを目的とした。アジアクロセイヨウショウロの発生地 (5 サイト) とホンセイヨウショウロの発生地 (4 サイト) において子実体発生地と隣接する非発生地で0~5cm および0~15cm 深さの土壌を採取し、土壌化学性、土性、微生物バイオマスを測定した。両種ともに0~5cm 土壌の土壌化学性と微生物バイオマスに発生地と非発生地で違いが認められなかった。両種の発生地土壌の土性 (0-15cm 深) は極端なものではなく多様であり、他のトリュフ種の傾向と同様であった。アジアクロセイヨウショウロでは0~15cm 深さの土壌の土壌化学性にも発生地と非発生地の違いは認められなかった。一方、ホンセイヨウショウロでは0~15cm 深さの交換性カルシウム量、交換性陽イオン量は発生地で非発生地より有意に低かった。ホンセイヨウショウロは弱酸性 (pH が5~6) で、養分に乏しい土壌のほうが好適である可能性が考えられた。一方、アジアクロセイヨウショウロの生息地土壌はpH が6~8 で塩基飽和度が比較的高いという特徴があった。

キーワード：土壌化学性、土壌微生物バイオマス、土壌 pH、土性、セイヨウショウロ属

1. はじめに

セイヨウショウロ属 (*Tuber*) は外生菌根性の子実体菌類であり、世界で少なくとも86種が記載されている (Kirk et al. 2008, Bonito and Smith 2016)。なかには、黒トリュフの Perigord black truffle (*T. melanosporum* Vittad.)、白トリュフの Piedmont white truffle (*T. magnatum* Pico) など、極めて高い商用価値をもつ種もある。分子生物学的手法による分類学的研究によると、日本において最低20の系統的に異なるセイヨウショウロ属菌が確認されている (Kinoshita et al. 2011)。そのうち黒トリュフであるアジアクロセイヨウショウロ (*T. himalayense* Zhang and Minter, Kinoshita et al. 2018、以下“クロトリュフ”) と白トリュフであるホンセイヨウショウロ (*T. japonicum* H. Sasaki, A. Kinosh. and Nara, Kinoshita et al. 2016、以下“シロトリュフ”) は国内各地で生息が確認されている (Kinoshita et al. 2011)。クロトリュフは、商品価値の極めて高い *T. melanosporum* と似た芳香を持ち、近縁である中国産の *T. indicum* は世界市場で取引実績があり (Rubini et al. 1998)、中国産のクロトリュフは日本にも輸入され消費されている (Kinoshita

et al. 2018)。また、シロトリュフにも独特の香りが確認されている (下川ら 2018)。これらのことから、クロトリュフとシロトリュフは食用として有望であり、人工栽培を目指す試みがなされている (木下・山中 2017)。

セイヨウショウロ属のいくつかの種については、生息地、その中でも子実体発生地において土壌特性が調査されたり、栽培圃場で子実体生産に適した土壌特性が調査されたりしてきた。*T. melanosporum* はヨーロッパやアメリカ合衆国で人工栽培もされており、天然の子実体発生地および栽培圃場の土壌の特徴はよく調べられている (Hall et al. 2007)。*T. melanosporum* について、天然の発生地の土壌はアルカリ性で、活性炭酸塩の濃度は高く、有機炭素は0.06-9.17g/kg であり、C:N比は10に近く、良好な湿潤状態を示す (Garcia-Montero et al. 2007)。そして交換性カルシウム量、交換性マグネシウム量が豊富であるものの交換性カリウム量も均一に多く、塩基飽和している (Garcia-Montero et al. 2007)。栽培圃場では、アルカリ性で、カルシウムに富んでいる土壌が適していると言われ、C:N比を

原稿受付：令和元年6月5日 原稿受理：令和元年12月3日

1) 森林総合研究所 立地環境研究領域

2) 森林総合研究所 研究ディレクター

3) 森林総合研究所 九州支所

4) 森林総合研究所 きのこ・森林微生物研究領域

5) 森林総合研究所 東北支所

* 森林総合研究所 立地環境研究領域 〒305-8687 茨城県つくば市松の里 1

10 にすることが推奨されており、他のセイヨウショウロ属菌が入るのを防ぐために有機物を取り除いた方が良いとされている (Chevalier and Poitou 1990)。土壌物理性については、栽培圃場では細土の割合と、その中のシルトの割合が低く、容積重と粘土含量と最大容水量が大きいと子実体生産が促進されるという報告がある (Alonso Ponce et al. 2014)。一方、イタリアやスペインに生息する *T. magnatum* については、人工栽培技術は確立されておらず、天然の子実体発生地地の調査では生息に適しているのは炭酸カルシウムに富み、pH7.5 以上で、多孔質で通気性の高い土壌であるといわれる (Hall et al. 2007)。

アジアに生息するセイヨウショウロ属菌については、生息地の土壌条件の研究例は少数である。*T. indicum* については、中国の四川省、雲南省にある生息地の土壌条件が調べられている (Le Tacon et al. 2016)。その結果、母材は火成岩や変成岩、土層が深く、土性は壤土や殖壤土で、保水力と塩基飽和度が高く、表層 0 ~ 10cm 土壌の pH は 4.5 から 8 の範囲 (平均で 6.68) にあったと報告されている (Le Tacon et al. 2016)。台湾では、*T. formosanum* (Kinoshita et al. 2018 で *T. formosanum* はクロトリュフと同種とされている) は石灰質の土壌でのみ発見されるが、酸性の珪質土壌に石灰を施用して pH を変えた圃場で *T. formosanum* が栽培可能であることが報告された (Hu et al. 2005)。この圃場では、土壌の pH 値、全窒素含有量、全炭素含有量、およびイオウ量、および利用可能な栄養分は非常にばらついており、クロトリュフは広範な土壌条件に適応していることが示唆された (Hu et al. 2005)。しかし、クロトリュフについて生息地の土壌条件を調べた事例はわずかであり、シロトリュフは日本で見つかった新種であり生息地の土壌条件を調べた事例は全くない。クロトリュフ、シロトリュフの生育する土壌環境への理解を深めることは、人工栽培技術の確立に貢献する可能性がある。そこで、本研究では生息地の土壌特性を測定し、(1) トリュフ子実体が発生した土壌と近傍の非発生土壌との違いを明らかにするとともに、(2) クロトリュフ、シロトリュフの子実体発生地と、海外に生息する種の生息地 (自然の子実体発生地や栽培圃場) の土壌特性を合わせて比較することで、2 種の生息地土壌の特徴を明らかにすることを目的とした。

2. 調査地および方法

2.1 調査地の概要

トリュフの子実体の発生が確認されている 9 サイトを生息地として調査した。クロトリュフについては山梨、京都、岡山 1、岡山 2、兵庫の合計 5 サイト、そしてシロトリュフについては岡山 3、栃木、三重、大阪の合計 4 サイトで土壌特性の調査を行った。以下、クロトリュフが生息するサイトをクロトリュフサイト、

シロトリュフが生息するサイトをシロトリュフサイトと呼ぶ。産業技術総合研究所 地質調査総合センター (2019) の地質図 (シームレス地質図 v2) によると、クロトリュフサイトの岡山 1、岡山 2 は花崗閃緑岩となっていたが、ここで採取した土壌サンプルに含まれていた礫に石灰岩が混じっていることを確認した。そのほかの 7 サイトについては、山梨は火山岩の火山麓扇状地堆積物で、京都、兵庫、栃木、三重、大阪は堆積岩 (ただし京都は人工的に客土されていた)、岡山 3 は花崗岩であった。年平均気温と年降水量について、気象庁 (2018) より、各サイトの最寄りの観測地点における 1981 ~ 2010 年の平年値を引用して Table 1 に記載した。私有地への無用な土地侵入および破壊や乱獲を防ぐため、調査地の詳細な情報は控える。

2.2 土壌の採取方法

2015 年 ~ 2017 年の秋から冬にかけて上記の生息地 9 サイトで土壌採取を行うプロットを設定した。各サイトで子実体発生を調査し、子実体の発生が 5 地点以上まとまって認められた範囲を子実体発生地 (以下、発生地という) として記録した。また、その発生地に近接してほぼ立地条件が同様と考えられるが子実体が観察されなかった範囲を非発生地とした。それぞれの範囲の大きさはサイトにより異なっており、およそ 10 数 m から数 10m 四方であった。

発生地では 5 地点の子実体の直近で、非発生地については任意の 5 地点において土壌サンプルを採取した。それぞれの地点において、0 ~ 5cm 深さについて直径 50mm、長さ 5cm の試料円筒 (DIK-1801、大起理化工業)、0 ~ 15cm 深さについて直径 53mm、長さ 40cm のコアサンプラー (Split tube sampler 041701C、Eijkelkamp) を用いて土壌を採取した。9 サイトの発生地および非発生地において 2 種類の深度の土壌サンプルを繰り返し 5 で採取したので、合計 180 サンプルであった。採取後冷蔵で輸送し、研究室でも分析を行うまで冷蔵 (4℃) で保管した。なお、0 ~ 5cm 深さの土壌サンプルから全微生物ゲノム DNA を抽出してメタゲノム解析を行なった結果、子実体の発生地土壌では子実体と同一の遺伝子を検出できるが、非発生地土壌では検出されないことを確認している (木下ら 2017, 2018)。

2.3 土壌の分析方法

クロトリュフとシロトリュフの子実体は地表面直下で発見される場合が多いことから、これら 2 種の菌は少なくとも土壌最表層に生息していると考えられた。そこで、生息環境を調べるために 0 ~ 5cm 深さの土壌で土壌化学性と微生物バイオマスを測定することとした。そして、これら 2 種の菌がより深い土壌へも菌糸を伸長させて養分を吸収するなどしている可能性を考

Table 1. 調査地 (サイト) の概要
Summary of study sites

| Site name | Place | Truffle species | Altitude (m) | Annual mean temperature (°C)* | Annual precipitation (mm)* | Putative host species | Sampling date | Soil texture** |
|-----------|-------------------|--------------------------|--------------|-------------------------------|----------------------------|--|---------------|----------------|
| Yamanashi | Hokuto, Yamanashi | <i>Tuber himalayense</i> | 900 | 10.9 | 1145.8 | <i>Castanea crenata</i> | 2015/11/12 | SiC,LiC |
| Kyoto | Kyoto, Kyoto | <i>Tuber himalayense</i> | 160 | 15.9 | 1491.3 | <i>Quercus serrata</i> | 2015/11/26 | SL |
| Okayama1 | Niimi, Okayama | <i>Tuber himalayense</i> | 560 | 12.1 | 1354.3 | <i>C. crenata</i> , <i>Carpinus tschonoskii</i> | 2016/2/12 | LiC |
| Okayama2 | Niimi, Okayama | <i>Tuber himalayense</i> | 560 | 12.1 | 1354.3 | Broad-leaved trees | 2016/2/12 | LiC |
| Hyogo | Sanda, Hyogo | <i>Tuber himalayense</i> | 190-210 | 13.8 | 1239.9 | <i>Q. glauca</i> | 2017/2/1 | LiC,SCL |
| Okayama3 | Wake, Okayama | <i>Tuber japonicum</i> | 150 | 13.9 | 1174.4 | <i>Castanopsis sieboldii</i> , <i>Q. myrsinifolia</i> | 2016/2/11 | SCL,SL |
| Tochigi | Nogi, Tochigi | <i>Tuber japonicum</i> | 25 | 13.9 | 1271.9 | <i>Q. serrata</i> , <i>Carpinus</i> spp. | 2016/11/21 | SiC |
| Mie | Inabe, Mie | <i>Tuber japonicum</i> | 100 | 15.8 | 1574.9 | <i>Q. serrata</i> , <i>Pinus densiflora</i> , <i>Castanopsis cuspidata</i> , <i>Q. glauca</i> | 2016/11/29 | LiC,CL |
| Osaka | Hirakata, Osaka | <i>Tuber japonicum</i> | 30-60 | 15.6 | 1342.8 | <i>Q. serrata</i> | 2017/1/31 | SCL,CL |

* 年平均気温と年降水量については、各サイトに最も近い気象庁の観測地点の平年値 (1981-2010) を引用した (気象庁 2018)

* Mean annual temperature and precipitation values for the period 1981–2010, measured at the observation point closest to each site, <http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etrn/index>.

** SL 砂質壤土, SCL 砂質埴壤土, CL 埴壤土, LiC 軽埴土, SiC シルト質埴土

** SL Sandy Loam, SCL Sandy Clay Loam, CL Clay Loam, LiC Light Clay, SiC Silty Clay

えて、0～15cm 深さの土壌でも詳細な土壌化学性を測定するとともに、菌糸の成長に関与すると仮定して土性を調査することとした。

土壌の化学性として、0～5cm 深さのサンプルにおいては pH (H₂O)、土壌全炭素含有量、全窒素含有量を測定した。pH (H₂O) については乾土 10g 相当の生土をとり、50ml の水をくわえて 1 時間振とうし、懸濁液の状態 で電極法によって測定した。土壌全炭素含有量、全窒素含有量については、採取土壌を 2mm の篩を通して風乾し、粉碎した試料を用いて乾式燃焼法で測定した (Sumigraph NC900, Sumika Chemical Analysis Co., Tokyo, Japan)。0～15cm 深さに関しては、風乾して 2mm のふるいを通した細土について、pH (H₂O)、全炭素含有量、全窒素含有量、陽イオン交換容量 (CEC)、交換性カルシウム (Ca) 量、交換性マグネシウム (Mg) 量、交換性カリウム (K) 量、交換性ナトリウム (Na) 量を測定した。pH (H₂O) は電極法で土:水比は絶乾土相当で 1:2.5 とし、全炭素、全窒素含有量については 0～5cm 深さのサンプルと同じ方法で測定した。陽イオン交換容量は Schollenberger 法 (土壌養分測定法委員会編 1970)、交換性陽イオンは ICP-AES で分析した。交換性ナトリウムは検出限界以下であったので、統計解析を行わず結果は表記しないこととする。交換性陽イオン量 (Ex Cations) は交換性カルシウム (Ca) 量、交換性マグネシウム (Mg) 量、交換性カリウム (K) 量の合計値とした。塩基飽和度は交換性陽イオン量を陽

イオン交換容量 (CEC) で除して算出した。また、母材の超塩基性を判定する基準である交換性カルシウム量と交換性マグネシウム量の比 (Ca:Mg 比) も計算した。

土性について 0～15cm 土壌サンプルで測定した。各サイトの発生地で繰り返し 5 サンプルの中から無作為抽出した 2 サンプルについて、土壌物理性測定法委員会編 (1982) に準じて粒径組成を測定し、国際法によって土性区分を表記した。

0～5cm 深さのサンプルについて、微生物バイオマス炭素 (C)、微生物バイオマス窒素 (N) をクロロホルム燻蒸抽出法 (Vance et al. 1987, Voroney et al. 2007) で測定した。生土サンプルを 2mm の篩を通して分析まで 4℃で冷蔵し、採取から 12 日以内に燻蒸抽出を行った。乾土 5g 相当のサブサンプルを 2 つ用意し、1 つは 25℃、24 時間クロロホルム燻蒸を行った後に 0.5M K₂SO₄ を 20ml 加えて 60 分振とう濾過した。もう一方は、非燻蒸として直ちに 0.5M K₂SO₄ 溶液を 20ml 加えて 60 分振とう濾過した。抽出液は分析まで冷凍保存した。抽出液中の炭素の定量は全有機体炭素計 (TOC-5050A または TOC-L、島津製作所) で、窒素の定量はフローインジェクション (FI-N50、三菱化学アナリティック) または全有機体炭素計 (TOC-L、島津製作所) で行なった。微生物バイオマス C および N は、燻蒸サンプルと非燻蒸サンプルから 0.5M の K₂SO₄ 溶液で抽出された C、N 量の差を変換係数で除して算出した。微

生物バイオマス C の変換係数は 0.45 (Wu et al. 1990)、バイオマス N の変換係数は 0.50 (Voroney et al. 2007) とした。得られた微生物バイオマス炭素 (C)、微生物バイオマス窒素 (N) から微生物バイオマス C:N 比を計算した。

土壌の化学性および微生物バイオマスについては、各サイトの発生地、非発生地を繰り返し 5 サンプルを測定した。しかし、兵庫の発生地 1 地点、非発生地 1 地点において微生物バイオマス C:N 比の計算値が極端な外れ値 (発生地 33.1、非発生地 197.9) を示したのでこの値は除外した。したがって、兵庫の発生地、非発生地の微生物バイオマス C:N 比については繰り返し 4 である。

2.4 統計解析

各サイトの発生地と非発生地の各土壌特性について、繰り返し 5 の測定値 (兵庫の微生物バイオマス C:N 比については繰り返し 4) を平均した値を統計解析に用いた。発生地と非発生地のデータ群の n (サイトの数) はクロトリュフで 5、シロトリュフで 4 である。発生地と非発生地のデータ群の正規性の検定のためにシャピロ・ウィルク検定 (Shapiro-Wilk test) を、等分散の検定のために F 検定 (F-test) を行った。正規性の検定、等分散の検定の結果、ほとんどの測定項目で正規性および等分散性が認められた。そこでクロトリュフと、シロトリュフのそれぞれで、対応のある一元配置分散分析を行って、サイトと子実体発生有無の影響を検討した。なお、正規性または等分散性が棄却された項目については対数変換を行ったのち同様に対応のある一元配置分散分析を行った。対数変換を行ったのは、0-5cm の測定項目ではクロトリュフの土壌全炭素、全窒素含有量、0-15cm の測定項目ではクロトリュフの全窒素含有量、陽イオン交換容量、シロトリュフの交換性カルシウム量、塩基飽和度であった。正規性の検定、等分散の検定、対応のある一元配置分散分析には R (version 3.5.3, Copyright (C) 2019 The R Foundation for Statistical Computing) を用いた。

3. 結果

3.1 セイヨウショウロ属 2 種の土壌特性の概況

2 種のトリュフそれぞれの発生地と非発生地における 0 ~ 5cm 土壌の化学性を Table 2 に示す。クロトリュフサイトでは土壌 pH (H₂O) は発生地で 6.4 ~ 8.0 (平均値 7.2)、非発生地で 5.9 ~ 7.9 の範囲にあった。特に石灰岩の影響を受けた岡山 1、岡山 2 の発生地で 8.0、7.9 と高い傾向にあった。一方、シロトリュフサイトの土壌 pH (H₂O) は発生地で 5.6 ~ 6.0 (平均値 5.8)、非発生地で 5.5 ~ 6.2 の範囲にあった。シロトリュフサイトとクロトリュフサイトを比較すると、pH (H₂O) はシロトリュフサイトで低い傾向があった。炭素含有率は

クロトリュフサイトの発生地で 20.1 ~ 129.4g/kg の範囲にあり (5 サイト平均で 53.6g/kg)、山梨サイトの値が他のサイトより高い傾向にあった。シロトリュフサイトでは発生地で 17.8 ~ 42.2g/kg の範囲 (平均値 30.9g/kg) にあった。全窒素含有量はクロトリュフサイトの発生地 1.4 ~ 9.0g/kg の範囲 (平均値 3.4g/kg) にあり、山梨の値がそれ以外より高い傾向にあった。シロトリュフサイトの窒素含有量は発生地 1.4 ~ 2.6g/kg の範囲 (平均値 2.1g/kg) にあった。土壌 C:N 比はクロトリュフサイトの発生地 13.9 ~ 20.1、シロトリュフサイトの発生地 12.2 ~ 18.8 であり、いずれも 12 以上であった。

2 種のトリュフそれぞれの発生地と非発生地における 0 ~ 15cm 土壌の化学性を Table 3 に示す。0 ~ 15cm 土壌の pH (H₂O) と全炭素、全窒素含有量は 0 ~ 5cm 土壌の結果と同様の傾向があった。発生地のみをみると、クロトリュフサイトでは pH (H₂O) は 6.1 ~ 8.1 (平均値 6.9)、シロトリュフサイトでは 5.0 ~ 5.8 (平均値 5.3) の範囲にあって、発生地土壌では pH (H₂O) はシロトリュフサイトでクロトリュフサイトより低い傾向にあった。クロトリュフについては 0 ~ 5cm 土壌の結果と同様に、山梨の全炭素含有量、全窒素含有量はそれ以外より高い傾向にあった。炭素含有率はクロトリュフサイトの発生地 10.4 ~ 127.0g/kg の範囲にあり、シロトリュフサイトの発生地 9.3 ~ 27.5g/kg の範囲にあった。土壌 C:N 比はクロトリュフサイトの発生地 12 以上の値を示し、シロトリュフサイトの発生地 10.5 ~ 14.5 であった。

発生地土壌の陽イオン交換容量 (CEC) はクロトリュフサイトで 6.9 ~ 47.3cmol/kg、シロトリュフサイトでは 7.8 ~ 21.5cmol/kg の範囲にあった。クロトリュフ、シロトリュフともに、交換性陽イオンのなかで交換性カルシウム量が多く、ついでマグネシウム、カリウムの順であった。交換性カルシウム量についてはクロトリュフのサイトでは発生地 9.6 ~ 48.7cmol/kg (平均値 28.9cmol/kg) で、岡山 1、岡山 2 で高い傾向にあった。一方、シロトリュフサイトでは発生地 3.4 ~ 3.7cmol/kg (平均値 3.6cmol/kg) であり、発生地土壌の交換性カルシウム量はシロトリュフサイトでクロトリュフサイトより低い傾向であった。発生地の交換性陽イオン量 (Ex Cations) もクロトリュフのサイトでは 10.7 ~ 49.5cmol/kg (平均値 30.5cmol/kg) であるのに対して、シロトリュフサイトでは 4.0 ~ 6.0cmol/kg (平均値 4.8cmol/kg) であり、シロトリュフサイトでクロトリュフサイトより低い傾向であった。塩基飽和度はクロトリュフのサイトでは発生地 66 ~ 732% の範囲にあった。石灰岩の影響を受けた岡山 1、岡山 2 で 100% を超えており、非石灰岩地域の京都、兵庫、山梨サイトの発生地でもそれぞれ 116%、82%、66% であった。一方、シロトリュフサイトでは発生地 27 ~ 60% の範囲にあった。交換性カルシウム量と交換性マ

Table 2. トリュフ子実体発生地と非発生地の土壌化学性 (0~5cm深)
Soil chemical properties in plots (0–5 cm) with and without truffle ascocarps.

| Site | Truffles | pH (H ₂ O) | Soil total C content (g/kg) | Soil total N content (g/kg) | Soil C:N ratio |
|-------------------------------------|----------|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------|----------------|
| クロトリュフ (<i>Tuber himalayense</i>) | | | | | |
| Yamanashi | P | 6.4 (0.2) | 129.4 (9.0) | 9.0 (0.6) | 14.3 (0.3) |
| | N | 5.9 (0.2) | 124.2 (20.9) | 8.3 (1.0) | 15.0 (0.9) |
| Kyoto | P | 7.0 (0.3) | 31.4 (11.8) | 2.1 (0.7) | 15.1 (1.3) |
| | N | 6.6 (0.3) | 36.9 (7.4) | 2.4 (0.5) | 15.3 (1.3) |
| Okayama1 | P | 8.0 (0.1) | 41.3 (9.5) | 2.1 (0.5) | 20.1 (4.4) |
| | N | 7.4 (0.6) | 36.0 (19.6) | 2.2 (1.0) | 16.0 (1.2) |
| Okayama2 | P | 7.9 (0.1) | 45.7 (4.7) | 2.4 (0.3) | 18.8 (1.1) |
| | N | 7.9 (0.1) | 42.6 (5.7) | 2.3 (0.5) | 18.7 (1.2) |
| Hyogo | P | 6.7 (0.9) | 20.1 (15.7) | 1.4 (1.0) | 13.9 (1.3) |
| | N | 7.0 (0.9) | 9.1 (5.1) | 0.5 (0.3) | 17.0 (2.0) |
| Mean of sites | P | 7.2 (0.7) | 53.6 (43.5) | 3.4 (3.2) | 16.4 (2.8) |
| | N | 6.9 (0.8) | 49.8 (43.6) | 3.1 (3.0) | 16.4 (1.5) |
| シロトリュフ (<i>Tuber japonicum</i>) | | | | | |
| Okayama3 | P | 5.6 (0.2) | 17.8 (5.3) | 1.4 (0.4) | 12.2 (0.8) |
| | N | 5.5 (0.4) | 29.1 (14.5) | 2.2 (0.8) | 12.8 (1.5) |
| Tochigi | P | 6.0 (0.1) | 34.5 (14.9) | 2.6 (1.0) | 13.2 (0.5) |
| | N | 6.1 (0.5) | 52.4 (18.3) | 3.7 (1.0) | 13.9 (1.1) |
| Mie | P | 5.9 (0.3) | 29.1 (9.6) | 1.6 (0.5) | 18.8 (1.6) |
| | N | 5.6 (0.3) | 39.1 (10.4) | 2.4 (0.7) | 15.7 (0.7) |
| Osaka | P | 5.8 (0.3) | 42.2 (12.9) | 2.6 (0.6) | 16.1 (1.7) |
| | N | 6.2 (0.2) | 23.2 (4.9) | 1.7 (0.4) | 13.3 (0.3) |
| Mean of sites | P | 5.8 (0.2) | 30.9 (10.3) | 2.1 (0.6) | 15.1 (3.0) |
| | N | 5.8 (0.3) | 36.0 (12.8) | 2.5 (0.8) | 13.9 (1.2) |

クロトリュフ：アジアクロセイヨウショウロ、シロトリュフ：ホンセイヨウショウロ
 各サイトのトリュフ子実体発生地 (P) と非発生地 (N) の繰り返し5点の平均値 (標準偏差) を示す

Values are presented as mean (SD). *N* = 5 for each plot. P: plots with truffle ascocarps, N: plots without truffle ascocarps.

グネシウム量の比 (Ca:Mg 比) も、シロトリュフサイトでクロトリュフサイトより低い傾向であった。

クロトリュフのサイトにおいて発生地の土性は砂質壤土 (SL)、砂質埴壤土 (SCL)、軽埴土 (LiC)、シルト質埴土 (SiC) と幅広かった (Table 1)。シロトリュフサイトについても、発生地で砂質壤土 (SL)、砂質埴壤土 (SCL)、埴壤土 (CL)、軽埴土 (LiC)、シルト質埴土 (SiC) など幅広い土性を示した。砂土 (S)、重埴土 (HC) といった極端な土性は認められなかった。

2種のトリュフそれぞれの発生地と非発生地における0~5cm土壌の土壌微生物バイオマスC、土壌微生物バイオマスN、土壌微生物バイオマスC:N比をTable 4に示す。発生地において、土壌微生物バイオマスCはクロトリュフサイトとシロトリュフサイトでそれぞれ418~1069mg/kg、315~879mg/kgの範囲にあり、土壌微生物バイオマスNはクロトリュフサイトとシロトリュフサイトでそれぞれ49~157mg/kg、39~113mg/kgの範囲にあった。土壌微生物バイオマスC、Nはクロトリュフサイトよりシロトリュフサイトの方が低い傾向にあった。発生地の土壌微生物バイオマスC:N比はクロトリュフサイトとシロトリュフサイトで

それぞれ5.9~8.7 (平均値6.7)、7.5~8.5 (平均値7.9)の範囲にあり、平均値はシロトリュフサイトで高い傾向にあった。

3.2 発生地と非発生地の違い

土壌化学性について、クロトリュフとシロトリュフのそれぞれで、対応のある一元配置分散分析を行った結果をTable 5、6に示す。クロトリュフサイトでは、0~5cm土壌のC:N比と0~15cm土壌の交換性マグネシウム量、交換性カリウム量を除く測定項目において、サイト間で有意に異なることが認められた (Table 5)。発生地と非発生地ではいずれの測定項目も有意な違いは認められなかった。

シロトリュフサイトでは、0~5cm土壌ではいずれの測定項目でもサイト間で有意差は認められなかった。0~15cm土壌では全窒素含有量、陽イオン交換容量、交換性カリウム量、Ca:Mg比がサイトにより有意に異なった (Table 6)。トリュフの発生地と非発生地で有意な違いがあったのは、0~15cmの土壌の交換性カルシウム量、交換性陽イオン量、Ca:Mg比であり、いずれも発生地で非発生地より低かった (Table 3, 6)。

Table 3. トリュフ子実体発生地と非発生地の土壌化学性 (0~15cm深)
Soil chemical properties in plots (0-15 cm) with and without truffle ascocarps.

| Site | Truffles | pH (H ₂ O) | Soil total C content (g/kg) | Soil total N content (g/kg) | Soil C:N ratio | CEC (cmol/kgsoil) | Exchangeable Ca (cmol/kgsoil) | Exchangeable Mg (cmol/kgsoil) | Exchangeable K (cmol/kgsoil) | Ex Cations (cmol/kgsoil) | Base saturation ratio (%) | Ca:Mg ratio |
|-------------------------------------|----------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------------|----------------|-------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------|
| クロトリュフ (<i>Tuber himalayense</i>) | | | | | | | | | | | | |
| Yamanashi | P | 6.1 (0.1) | 127.0 (5.6) | 8.5 (0.4) | 15.0 (0.3) | 47.3 (1.2) | 27.5 (3.4) | 2.9 (0.4) | 0.6 (0.1) | 31.1 (3.5) | 66 (7) | 9.6 (1.5) |
| | N | 5.4 (0.2) | 107.5 (14.3) | 7.1 (0.6) | 15.0 (0.7) | 36.4 (1.3) | 7.1 (3.1) | 0.6 (0.4) | 0.3 (0.0) | 8.0 (3.5) | 22 (10) | 12.9 (2.4) |
| Kyoto | P | 6.5 (0.4) | 16.5 (5.7) | 1.1 (0.4) | 15.0 (1.3) | 9.2 (2.1) | 9.6 (2.5) | 0.7 (0.2) | 0.4 (0.1) | 10.7 (2.8) | 116 (9) | 14.2 (0.9) |
| | N | 5.7 (0.4) | 12.3 (4.1) | 0.9 (0.3) | 13.2 (0.5) | 8.2 (1.7) | 6.4 (2.8) | 0.8 (0.2) | 0.3 (0.0) | 7.5 (2.9) | 89 (22) | 8.2 (2.3) |
| Okayama1 | P | 7.9 (0.4) | 36.5 (25.1) | 1.2 (0.3) | 32.0 (25.8) | 9.2 (2.9) | 43.2 (21.0) | 0.5 (0.1) | 0.3 (0.2) | 44.0 (21.0) | 595 (481) | 86.7 (34.9) |
| | N | 7.6 (0.5) | 31.3 (20.7) | 1.5 (0.6) | 19.8 (8.2) | 12.1 (2.4) | 43.2 (27.7) | 0.7 (0.1) | 0.3 (0.0) | 44.2 (27.8) | 370 (243) | 59.6 (33.6) |
| Okayama2 | P | 8.1 (0.1) | 43.8 (17.1) | 1.0 (0.2) | 41.1 (12.1) | 6.9 (0.9) | 48.7 (3.3) | 0.5 (0.3) | 0.3 (0.1) | 49.5 (3.1) | 732 (154) | 110.4 (43.9) |
| | N | 8.2 (0.1) | 43.4 (11.2) | 1.0 (0.2) | 42.0 (9.4) | 6.5 (0.6) | 52.9 (2.2) | 0.4 (0.1) | 0.2 (0.1) | 53.5 (2.2) | 830 (70) | 121.7 (16.0) |
| Hyogo | P | 6.1 (0.8) | 10.4 (4.7) | 0.8 (0.3) | 12.7 (1.5) | 20.4 (6.5) | 15.3 (7.8) | 1.3 (0.6) | 0.4 (0.1) | 17.0 (8.1) | 82 (16) | 12.1 (4.9) |
| | N | 6.5 (0.7) | 8.9 (1.7) | 0.6 (0.1) | 16.0 (1.8) | 19.1 (3.3) | 17.1 (5.0) | 1.6 (0.4) | 0.3 (0.1) | 19.1 (5.2) | 100 (18) | 10.6 (2.4) |
| Mean of sites | P | 6.9 (1.0) | 46.9 (46.9) | 2.5 (3.3) | 23.2 (12.7) | 18.6 (16.9) | 28.9 (17.0) | 1.2 (1.0) | 0.4 (0.1) | 30.5 (16.7) | 318 (319) | 46.6 (48.2) |
| | N | 6.7 (1.2) | 40.7 (39.9) | 2.2 (2.8) | 21.2 (11.9) | 16.5 (12.2) | 25.3 (21.4) | 0.8 (0.5) | 0.3 (0.1) | 26.4 (21.2) | 282 (334) | 42.6 (49.1) |
| シロトリュフ (<i>Tuber japonicum</i>) | | | | | | | | | | | | |
| Okayama3 | P | 5.0 (0.3) | 9.3 (3.6) | 0.9 (0.3) | 10.5 (1.3) | 7.8 (0.6) | 3.4 (2.2) | 0.8 (0.1) | 0.4 (0.1) | 4.6 (2.2) | 60 (32) | 4.1 (2.4) |
| | N | 5.1 (0.4) | 14.5 (2.3) | 1.3 (0.1) | 11.3 (1.0) | 8.9 (0.7) | 4.4 (1.6) | 1.0 (0.4) | 0.2 (0.1) | 5.7 (2.0) | 63 (21) | 5.0 (2.0) |
| Tochigi | P | 5.8 (0.1) | 27.5 (11.0) | 2.2 (0.8) | 12.6 (0.6) | 21.5 (2.0) | 3.7 (1.7) | 1.7 (0.3) | 0.5 (0.2) | 6.0 (2.1) | 27 (7) | 2.1 (0.5) |
| | N | 5.9 (0.3) | 33.6 (11.3) | 2.5 (0.7) | 13.2 (1.0) | 24.7 (3.8) | 6.7 (3.2) | 1.5 (0.5) | 0.6 (0.2) | 8.7 (3.8) | 34 (11) | 4.4 (1.0) |
| Mie | P | 5.4 (0.2) | 13.8 (2.0) | 1.0 (0.2) | 14.5 (1.6) | 10.4 (1.3) | 3.7 (1.2) | 0.5 (0.2) | 0.4 (0.2) | 4.7 (1.2) | 46 (14) | 7.0 (2.3) |
| | N | 5.7 (0.8) | 20.2 (3.6) | 1.4 (0.3) | 14.4 (1.2) | 13.6 (2.2) | 7.7 (7.3) | 1.1 (0.6) | 0.4 (0.1) | 9.2 (7.1) | 66 (49) | 9.3 (9.6) |
| Osaka | P | 5.0 (0.2) | 16.2 (4.2) | 1.1 (0.2) | 14.5 (1.3) | 10.3 (0.6) | 3.4 (0.8) | 0.5 (0.1) | 0.1 (0.1) | 4.0 (0.8) | 39 (9) | 7.5 (1.6) |
| | N | 5.5 (0.2) | 9.6 (1.5) | 0.8 (0.1) | 12.1 (0.5) | 8.9 (0.8) | 5.4 (1.4) | 0.5 (0.1) | 0.1 (0.0) | 6.0 (1.5) | 67 (13) | 10.0 (1.8) |
| Mean of sites | P | 5.3 (0.4) | 16.7 (7.7) | 1.3 (0.6) | 13.0 (1.9) | 12.5 (6.1) | 3.6 (0.2) | 0.9 (0.6) | 0.4 (0.2) | 4.8 (0.8) | 43 (14) | 5.2 (2.5) |
| | N | 5.6 (0.3) | 19.5 (10.4) | 1.5 (0.7) | 12.7 (1.4) | 14.0 (7.5) | 6.1 (1.4) | 1.0 (0.4) | 0.3 (0.2) | 7.4 (1.8) | 58 (16) | 7.2 (2.9) |

クロトリュフ：アジアクロセイヨウシヨウロ、シロトリュフ：ホンセイヨウシヨウロ
 各サイトのトリュフ子実体発生地 (P) と非発生地 (N) の繰り返し5点の平均値 (標準偏差) を示す

CEC: 陽イオン交換容量, Ex Cations: 交換性Ca, Mg, Kの合計

Values are presented as mean (SD), N = 5 for each plot. P: plots with truffle ascocarps, N: plots without truffle ascocarps.

CEC: Cation exchangeable capacity, Ex Cations: the sum of exchangeable Ca, Mg and K

Table 4. トリュフ子実体発生地と非発生地の土壌微生物バイオマス (0~5cm深)
Soil microbial biomass in plots (0–5 cm) with and without truffle ascocarps.

| Site | Truffles | Microbial biomass C (mg/kgsoil) | Microbial biomass N (mg/kgsoil) | Microbial biomass C:N ratio |
|-------------------------------------|----------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------|
| クロトリュフ (<i>Tuber himalayense</i>) | | | | |
| Yamanashi | P | 1069 (248) | 155 (34) | 6.9 (0.4) |
| | N | 1176 (417) | 145 (53) | 8.3 (0.9) |
| Kyoto | P | 556 (231) | 94 (35) | 5.9 (0.5) |
| | N | 673 (101) | 102 (18) | 6.6 (0.6) |
| Okayama1 | P | 663 (160) | 109 (32) | 6.1 (0.6) |
| | N | 530 (242) | 90 (50) | 6.2 (0.7) |
| Okayama2 | P | 942 (99) | 157 (18) | 6.0 (0.4) |
| | N | 970 (320) | 163 (63) | 6.1 (0.5) |
| Hyogo | P | 418 (339) | 49 (41) | 8.7 (1.7) |
| | N | 163 (100) | 16 (12) | 9.7 (0.7) |
| Mean of sites | P | 730 (270) | 113 (45) | 6.7 (1.2) |
| | N | 702 (393) | 103 (57) | 7.4 (1.5) |
| シロトリュフ (<i>Tuber japonicum</i>) | | | | |
| Okayama3 | P | 585 (149) | 76 (23) | 7.8 (0.6) |
| | N | 737 (296) | 115 (50) | 6.5 (0.6) |
| Tochigi | P | 315 (211) | 39 (31) | 8.5 (1.3) |
| | N | 501 (222) | 75 (41) | 7.0 (1.2) |
| Mie | P | 564 (202) | 74 (26) | 7.5 (0.5) |
| | N | 848 (423) | 109 (45) | 7.6 (0.7) |
| Osaka | P | 879 (166) | 113 (26) | 7.8 (0.6) |
| | N | 619 (140) | 80 (27) | 8.0 (1.1) |
| Mean of sites | P | 586 (231) | 76 (31) | 7.9 (0.4) |
| | N | 676 (150) | 95 (20) | 7.3 (0.7) |

クロトリュフ：アジアクロセイヨウショウロ、シロトリュフ：ホンセイヨウショウロ

各サイトのトリュフ子実体発生地(P)と非発生地(N)の繰り返し5点（兵庫の微生物バイオマスCN比については繰り返し4点）の平均値（標準偏差）を示す

Values are presented as mean (SD). $N = 4$ for each plot for microbial biomass C:N ratio in Hyogo, $N = 5$ for each plot for the other observed values. P: plots with truffle ascocarps, N: plots without truffle ascocarps.

土壌微生物バイオマスについて対応のある一元配置分散分析を行った結果を Table 7 に示す。クロトリュフサイトでは土壌微生物バイオマス C、N、C:N 比の全てについてサイト間で有意差が認められたが、発生地と非発生地では有意な違いは認められなかった。シロトリュフサイトではサイト、子実体発生の有無のいずれも有意な違いは認められなかった。

4. 考察

4.1 子実体発生有無による違い

本研究では、多くの測定項目でサイトによる違いが有意だったことから、クロトリュフ、シロトリュフともに調査したサイト全体をまとめると様々な土壌に生息していると言える。一方で、同じサイトで発生地と隣接する非発生地で比べると、土壌化学性、土壌微生物バイオマスともに有意な違いが認められた測定項目はわずかだった。特に、クロトリュフでは全ての測定項目で発生地と非発生地で有意な違いは認められな

かった。クロトリュフではシロトリュフよりサイトの効果が有意になる測定項目が多かったことから、サイトによる大きなばらつきがある中で発生地と非発生地の土壌特性を明らかにするためには、今後より多くの生息地で調査をする必要があると考えられる。

一方、シロトリュフでは 0~15cm の土壌では交換性カルシウム量、交換性陽イオン量が発生地で非発生地より有意に低かった。発生地と非発生地の違いが生じるのには、(1) シロトリュフが関与することで発生地の土壌が変化した、(2) シロトリュフが成長や子実体形成に好適な場所を選択した、の 2 つの理由が考えられる。例えばマツタケではシロと呼ばれる環状の菌糸帯ができるが、シロの土壌でリン酸やカリウム濃度がシロの外側より高く、マツタケ菌糸の影響が示唆されている（原ら 1986）。このように密集した菌糸帯が生じる場合には (1) の可能性が高いと考えられる。一方、本研究における発生地の観察ではシロトリュフのものと考えられる菌糸はわずかに認められる程度で、

Table 5. クロトリュフサイトの 0~5cm および 0~15cm 深の土壌の化学的性質に及ぼすサイト (山梨、京都、岡山1、岡山2、兵庫) とトリュフ (子実体発生地および非発生地) の影響について対応のある一元配置分散分析結果

Paired one-way ANOVA of the effects of site (Yamanashi, Kyoto, Okayama1, Okayama2, and Hyogo) and truffles (presence or absence of ascocarps) on soil chemical properties at 0-5 and 0-15 cm depths at *Tuber himalayense* sites.

| | Site | | Truffle | |
|-----------------------|--------|-------|---------|-------|
| | F | P | F | P |
| 0-5cm soil | | | | |
| pH (H ₂ O) | 15.06 | 0.011 | 2.13 | 0.218 |
| Soil total C | 19.41 | 0.007 | 1.18 | 0.338 |
| Soil total N | 12.46 | 0.016 | 0.82 | 0.416 |
| Soil C:N ratio | 2.08 | 0.248 | 0.00 | 0.990 |
| 0-15cm soil | | | | |
| pH (H ₂ O) | 15.53 | 0.011 | 1.42 | 0.299 |
| Soil total C | 127.07 | 0.000 | 3.23 | 0.147 |
| Soil total N | 73.64 | 0.001 | 0.98 | 0.378 |
| Soil C:N ratio | 15.73 | 0.010 | 0.54 | 0.504 |
| CEC | 54.61 | 0.001 | 0.26 | 0.634 |
| Exchangeable Ca | 14.46 | 0.012 | 0.64 | 0.468 |
| Exchangeable Mg | 1.09 | 0.468 | 0.56 | 0.498 |
| Exchangeable K | 1.56 | 0.338 | 5.84 | 0.073 |
| Ex Cations | 11.09 | 0.019 | 0.67 | 0.459 |
| Base saturation ratio | 29.11 | 0.003 | 0.46 | 0.536 |
| Ca:Mg ratio | 44.57 | 0.001 | 0.39 | 0.564 |

クロトリュフ: アジアクロセイヨウショウロ、CEC: 陽イオン交換容量、Ex Cations: 交換性Ca、Mg、Kの合計

CEC: Cation exchangeable capacity, Ex Cations: the sum of exchangeable Ca, Mg and K

菌糸帯は認められなかった。したがって、(2) シロトリュフが好適な場所を選択した可能性の方が大きいと考えられる。シロトリュフは養分の乏しい、条件の厳しい場所を選択することで他の菌との競合を避けている可能性も考えられる。

4.2 日本のセイヨウショウロ属 2 種と海外種との土壌特性の比較

この項では、本研究で得られたクロトリュフ、シロトリュフの発生地の土壌特性と、海外に生息する種の生息地 (天然の子実体発生地や栽培圃場) の土壌特性を比較することで、2 種の生息地土壌の特徴を明らかにする。

4.2.1 pH

本研究におけるクロトリュフ発生地の 0~5cm 土壌の pH は 6.4~8.0 (平均値 7.2)、0~15cm 土壌の pH は 6.1~8.0 (平均値 6.9) の範囲にあり、幅広い pH の範囲に生息していた。中国の四川省、雲南省、チベットにおける *T. indicum* の生息地の土壌では、表層 0~

Table 6. シロトリュフサイトの 0~5cm および 0~15cm 深の土壌の化学的性質に及ぼすサイト (岡山3、栃木、三重、大阪) とトリュフ (子実体発生地および非発生地) の影響について対応のある一元配置分散分析結果

Paired one-way ANOVA of the effects of site (Okayama3, Tochigi, Mie and Osaka) and truffles (presence or absence of ascocarps) on soil chemical properties at 0-5 and 0-15 cm depths at *Tuber japonicum* sites

| | Site | | Truffle | |
|-----------------------|-------|-------|---------|-------|
| | F | P | F | P |
| 0-5cm soil | | | | |
| pH(H ₂ O) | 2.53 | 0.233 | 0.02 | 0.904 |
| Soil total C | 1.00 | 0.500 | 0.38 | 0.581 |
| Soil total N | 1.81 | 0.319 | 1.10 | 0.372 |
| Soil C:N ratio | 3.77 | 0.152 | 1.21 | 0.351 |
| 0-15cm soil | | | | |
| pH(H ₂ O) | 8.82 | 0.054 | 5.06 | 0.110 |
| Soil total C | 7.55 | 0.066 | 0.80 | 0.438 |
| Soil total N | 12.38 | 0.034 | 1.58 | 0.298 |
| Soil C:N ratio | 3.83 | 0.150 | 0.16 | 0.719 |
| CEC | 36.98 | 0.007 | 1.91 | 0.261 |
| Exchangeable Ca | 2.06 | 0.284 | 25.81 | 0.015 |
| Exchangeable Mg | 8.78 | 0.054 | 0.75 | 0.451 |
| Exchangeable K | 15.90 | 0.024 | 0.57 | 0.504 |
| Ex Cations | 2.81 | 0.209 | 12.78 | 0.037 |
| Base saturation ratio | 8.20 | 0.059 | 7.21 | 0.075 |
| Ca:Mg ratio | 14.60 | 0.005 | 27.37 | 0.014 |

シロトリュフ: ホンセイヨウショウロ、CEC: 陽イオン交換容量、Ex Cations: 交換性Ca、Mg、Kの合計

CEC: Cation exchangeable capacity, Ex Cations: the sum of exchangeable Ca, Mg and K

Table 7. クロトリュフサイトおよびシロトリュフサイトの土壌微生物バイオマスに及ぼすサイトとトリュフの影響について対応のある一元配置分散分析結果

Paired one-way ANOVA of the effects of site and truffle (presence or absence of ascocarps) on soil microbial properties in *T. himalayense* sites and *T. japonicum* sites

| | Site | | Truffle | |
|-------------------------------------|-------|-------|---------|-------|
| | F | P | F | P |
| クロトリュフ (<i>Tuber himalayense</i>) | | | | |
| Microbial biomass C | 16.35 | 0.010 | 0.14 | 0.727 |
| Microbial biomass N | 33.37 | 0.002 | 1.54 | 0.283 |
| Microbial biomass C:N ratio | 23.29 | 0.005 | 6.16 | 0.068 |
| シロトリュフ (<i>Tuber japonicum</i>) | | | | |
| Microbial biomass C | 1.62 | 0.351 | 0.56 | 0.507 |
| Microbial biomass N | 1.14 | 0.459 | 1.18 | 0.357 |
| Microbial biomass C:N ratio | 0.54 | 0.690 | 1.92 | 0.260 |

クロトリュフ: アジアクロセイヨウショウロ、シロトリュフ: ホンセイヨウショウロ

10cm 土壌の pH は平均で 6.7 であり、4.5 から 7.5 の範囲にあったと報告されている (Le Tacon et al. 2016)。台湾の *T. formosanum* は石灰岩地域に自生するが、人工栽培を目指した圃場では平均値で pH6.5 であった (Hu et al. 2005)。本研究のクロトリュフにおける土壌 pH の範囲は、これらの報告とほぼ同様かやや高かった。一方、ヨーロッパに産出する *T. melanosporum* の発生地は pH 7 以上のアルカリ性の土壌であり (García-Montero et al. 2007)、*T. melanosporum* の栽培には土壌 pH 8.0 ~ 8.5 が一般的に推奨されている (Hall et al. 2007)。*T. magnatum* についても、天然の子実体発生地の調査によると炭酸カルシウムに富み、pH7.5 以上で、多孔質で通気性の高い土壌が生息に適すると言われている (Hall et al. 2007)。これらヨーロッパの種に比べるとクロトリュフは幅広い pH 環境で生息して子実体を形成できると考えられる。

一方、シロトリュフサイトでは 0 ~ 5cm 土壌の pH は 5.6 ~ 6.0 (平均値 5.8)、0 ~ 15cm 土壌の pH は 5.0 ~ 5.8 (平均値 5.3) の範囲にあった。既存研究で、他の 2、3 のセイヨウショウロ属菌について酸性条件下で生息例が報告されている。アメリカ、オレゴン州の *T. oregonense* と *T. gibbosum* の子実体が発生するダグラスファー (*Pseudotsuga menziesii*) 林で、pH は最小値で 4.5、最大値で 5.4 であったと報告された (Benucci et al. 2016)。また、タイで見つかった新種 *T. thailandicum* の生息地の土壌 pH は 4.5 だったと報告されている (Suwannarach et al. 2015)。シロトリュフは *T. oregonense* (Kinoshita et al. 2016)、および *T. thailandicum* とは遺伝的に遠縁である。シロトリュフは日本の *Tuber flavidosporum* (ウスキセイヨウショウロ、Kinoshita et al. 2016) や、中国の *Tuber turmericum* (Fan et al. 2015)、*Tuber xanthomonosporum* (Qing et al. 2015) と遺伝的には近いが、*T. xanthomonosporum* は pH6.8 ~ 7.6 の石灰質土壌に分布すると報告されている (Qing et al. 2015)。したがって、遺伝的に近いグループが必ずしも酸性土壌に適応しているとは言えない。日本の森林土壌は一般に酸性を示す場合が多く、褐色森林土や黒色土では pH4.5 ~ 5.5 の範囲に入る場合が多い (森林土壌研究会編 1982)。シロトリュフはこのような日本の酸性土壌に適応してきた可能性があると考えられる。

4.2.2 炭素、窒素、C:N 比

本研究のクロトリュフの 5 サイト、およびシロトリュフの 4 サイトにおいて幅広い炭素含有量、窒素含有量を示した。クロトリュフサイト、およびシロトリュフサイトの発生地における全炭素含有量の平均値は 0 ~ 5cm 土壌で 53.6g/kg、30.9g/kg であったが、これは日本における森林土壌 (0 ~ 5cm) の全炭素含有量平均値 (113.2 g/kg、Nanko et al. 2014) に比べて低く、ク

ロトリュフとシロトリュフは比較的有機物の乏しい土壌に生息している可能性が示唆された。またこれらの値は、中国の四川省および雲南省の *T. indicum* 生息地土壌の有機態炭素含有量は 50 g/kg 以下が多いという報告と同程度だった (Le Tacon et al. 2016)。台湾の *T. formosanum* の人工栽培を目指した圃場では、土壌の全炭素含有率と全窒素含有率の平均値はそれぞれ 70.6 g/kg、5.9 g/kg であり (Hu et al. 2005)、本研究の山梨以外のクロトリュフサイトはこの報告の値より低かった。一方、ヨーロッパのセイヨウショウロ属については、(1) *T. uncinatum* では土壌有機物含有量は幅広く 200g/kg 以上のこともある (Chevalier and Frochot 1990)、(2) *T. melanosporum* 発生地 14 箇所において、土壌の全有機態炭素量は 0.10 ~ 7.52g/kg、全窒素含有量は 0.00 ~ 0.56g/kg であった (García-Montero et al. 2007)、(3) 中央イタリアの *T. magnatum* 生息地 (Truffle grounds) で行われた 3 つの調査で、通常子実体が見つかる A 層の土壌有機物含有量の平均値がそれぞれ 1.96g/kg、1.51g/kg、2.12g/kg である (Bragato and Marjanovic 2016)、などと報告されている。これらのことから、本研究のクロトリュフ、シロトリュフの発生地土壌の全炭素含有率は、他のセイヨウショウロ属と同様に幅広いと考えられる。

本研究のクロトリュフサイトにおいて、発生地の土壌 C:N 比が 0 ~ 5cm 土壌で 13.9 ~ 20.1、0 ~ 15cm 土壌で 12.7 ~ 41.1 の範囲にあり、ともに 12 以上であった。シロトリュフサイトについては、0 ~ 5cm 土壌で 12.2 ~ 18.8、0 ~ 15cm 土壌で 10.5 ~ 14.5 であった。中国の四川省および雲南省の *T. indicum* 生息地土壌の C:N 比は 12.7 ~ 23.3 の範囲にあったが 20 以上は稀だったという報告がある (Le Tacon et al. 2016)。一方、*T. melanosporum* の発生地 14 箇所の土壌については C:N 比は 10 に近い (6.44 ~ 15.70 の範囲) (García-Montero et al. 2007)。また、*T. melanosporum* の栽培圃場を作る際には土壌有機物含有量は 1.5 ~ 8.0%、土壌 C:N 比を 10 にするのが推奨されており、*T. melanosporum* 以外のセイヨウショウロ属菌が入るのを防ぐために有機物を取り除いて土壌 C:N 比を低くした方が良いとされている (Chevalier and Poitou 1990)。これらのことから、セイヨウショウロ属の種類により好適な土壌 C:N 比は異なると考えられ、本研究のクロトリュフとシロトリュフの発生地土壌は *T. indicum* と同様の C:N 比を示し、ヨーロッパの既往の報告に比べると高い傾向にあると考えられる。

4.2.3 交換性塩基と塩基飽和度

本研究のクロトリュフサイトにおいて、測定した交換性塩基のうち交換性カルシウム量が多い傾向であった。発生地土壌の交換性カルシウム量は 9.6 ~ 48.7cmol/kg であり、特に石灰岩の影響を受けた岡山 1、岡山 2 では

高かった。一方、ヨーロッパの種では *T. melanosporum* の発生地 14 箇所は石灰岩土壌であり、高い濃度の交換性カルシウム (5.16 ~ 46.16 cmol/kg)、交換性マグネシウム 0.41 ~ 7.92 cmol/kg)、大きな均一な濃度の交換性カリウム (0.07 ~ 1.47 cmol/kg)、わずかな交換性ナトリウムを有していると報告されている (Garcia-Montero et al. 2007)。また、中央イタリアの *T. magnatum* 生息地 (truffle grounds) における土壌の研究では、交換性カルシウム量は 16.24 cmol/kg、交換性マグネシウム量は 3.14 cmol/kg、交換性カリウム量は 0.42 cmol/kg という値が示されている (Bragato and Marjanovic 2016)。分析方法が異なることから直接の比較は難しいが、本研究のクロトリュフの発生地の交換性カルシウム量、交換性マグネシウム量、交換性カリウム量は、これらの既報とほぼ同様の範囲にあった。*T. melanosporum* や *T. indicum* の発生地では塩基飽和度が高く、塩基飽和している場合があることも報告されている (Garcia-Montero et al. 2007, Le Tacon et al. 2016)。クロトリュフサイトでは高い交換性カルシウム量を反映して塩基飽和度も高い傾向があり、岡山 1,2 では塩基飽和していた。クロトリュフは *T. melanosporum* や *T. indicum* と同様に塩基飽和度の高い土壌が適している可能性がある。

一方、シロトリュフサイトではクロトリュフやこれまで報告のある他のセイヨウショウロ属の種と比べて交換性カルシウム量が低い傾向にあった。4.1 の項で述べたように、シロトリュフサイトでは交換性カルシウム量および母材の超塩基性を判定する基準である Ca:Mg 比が発生地で非発生地よりも低いことが認められている。これらの結果から、シロトリュフは交換性カルシウムの豊富な場所を避ける可能性も考えられる。

4.2.4 土性

本研究のクロトリュフ、シロトリュフサイトの発生地では、土性は幅広く、砂土 (S)、重埴土 (HC) などの極端な土性ではなかった (Table 1)。この結果は、中国の *T. indicum* 生息地土壌において土性は幅広く、粘土 (C)、砂土 (S) などの極端な土性はないと報告されているのと同様であった (Le Tacon et al. 2016)。*T. melanosporum* 栽培圃場の土壌の物理性については細土含有率が低く、その中でシルトの含有率が低く、容積重と粘土含量と WHC が大きい土壌が子実体生産に適していると示唆されている (Alonso Ponce et al. 2014)。なお、Chevalier and Frochot (1990) は *T. uncinatum* の子実体が発生する土壌条件は、排水がよく、粒状構造であることを示した。本研究では土壌構造や透水性は調べておらず、今後検討していく必要がある。

4.2.5 微生物バイオマス

日本の森林における土壌微生物バイオマス C の最小

値は 7mg/kg、最大値は 4000mg/kg 以上、微生物バイオマス N の最小値は 12mg/kg、最大値は 600mg/kg 以上と幅広い変動を示していた (Watanabe et al. 2010)。本研究の土壌微生物バイオマス C、N をこれと比較すると、本研究の値は既存研究の値の範囲内であるが低い方であった。一般的に土壌微生物バイオマス C は土壌全炭素含有率と正の相関があり (Watanabe et al. 2010)、本研究のクロトリュフ、シロトリュフサイトの全炭素含有量は日本における森林土壌 (0 ~ 5cm) の平均値に比べて低く、このことが土壌微生物バイオマス C も低くする要因になっていると考えられる。さらに Watanabe et al. (2010) は、バイオマス C:N 比は 4.8 ~ 14.0 の範囲 (平均で 6.6 ± 1.8) にあると示しており、本研究の発生地土壌のバイオマス C:N 比はこれと比較して同様の値であった。セイヨウショウロ属の生息地土壌で微生物バイオマスを測定した例はなく、本研究の微生物バイオマスの測定値がどのような意味を持つのか検討するために、今後も様々なセイヨウショウロ属の生息地でデータを蓄積することが必要である。

発生地土壌については、シロトリュフサイトにおいてクロトリュフサイトより土壌微生物バイオマス N が低く、土壌微生物バイオマス C:N 比は高い傾向にあった。これは微生物の組成が異なる可能性を示唆する。一般に酸性で真菌類が優占し、中性からアルカリ性で細菌類が優占すると言われている (Zelles et al. 1990, Lavelle and Spain 2001)。そして真菌類は細菌類よりも微生物バイオマス C:N 比が高い (Anderson and Domsch 1980)。シロトリュフサイトの方が微生物バイオマス C:N 比が高いことは、真菌類の優占度が相対的に高いことを示唆する。既往の文献では微生物の組成についての研究も行われている。Fu et al. (2016) は *T. pseudoexcavatum*、*T. sinoaestivum*、および *T. indicum* の発生地と子実体が見つからない対照地の土壌をメタゲノム解析し、細菌相および真菌相で優占する門や綱が発生地と対照地では異なることを認め、また非真菌類 (Cercozoa と Ochrophyta) が発生地の土壌で対照地より優占することを示した。また、*T. indicum* の存在下で、原核生物群集の多様性と豊かさの増加が観察された (Li et al. 2018)。今後、菌類と細菌のそれぞれの量や組成など、詳細な微生物特性を検討する必要がある。

5. まとめ

クロトリュフは広範な特性を持つ土壌に生息していたものの、pH が弱酸性～アルカリ性 (6 ~ 8) で細菌の優占度が高い傾向があり、生息に好適な pH は中国の *T. indicum* や台湾の同種とは同様であるがヨーロッパ産の *T. melanosporum* や *T. magnatum* とは異なると考えられる。土壌全炭素は乏しく、C:N 比は 12 以上であった。塩基飽和度は比較的高く、この結果はヨーロ

パヤアジアのセイヨウシヨウロ属生息地の土壌特性と類似していた。一方、シロトリュフは pH が 5～6 (酸性～弱酸性) でクロトリュフより真菌類の優占度が高い土壌に適応している可能性が示唆された。また、カルシウムなどの養分がより乏しい土壌を好む可能性が示された。

現段階では、これらの発生地土壌特性がセイヨウシヨウロ属菌の生活史のどの段階で影響するのか明らかではない。少なくとも、室内培養実験では、クロトリュフおよびシロトリュフの菌糸の成長に pH が影響することが認められている (Nakano et al. 印刷中)。土壌特性がセイヨウシヨウロ属菌の孢子発芽、他の菌との競合に影響するのか、あるいは子実体形成に関与するのかなどを検討する必要がある。

また、近年アジアでセイヨウシヨウロ属の新種が相次いで記載されているが (例えば Deng et al. 2013, Suwannarach et al. 2015, Kinoshita et al. 2016)、これらの種では土壌を含めた生息地環境条件の知見はほとんどない。本研究でも示したように、セイヨウシヨウロ属の種によって生息土壌条件は異なると考えられる。日本と他のアジア地域に共通して生息するセイヨウシヨウロ属の種があったり、日本の種の近縁種が他のアジア地域に生息したりしていることから、アジアに生息する様々なセイヨウシヨウロ属の種で生息地の土壌特性についての研究を進めることで、アジアおよび日本に生息するセイヨウシヨウロ属菌に最適な土壌条件がより明らかにできると考えられる。

謝 辞

本研究を進めるにあたり、(国研) 森林機構・森林総合研究所の根本美千代氏、勝井祥江氏、吉田佳氏には試料調整、実験補助などにおいて多大なるご協力をいただいた。また、原英郎氏、難波靖司氏、地職恵氏、名部光男氏、名部みち代氏、斎木達也氏、斎木治子氏、谷口雅仁氏、三輪秀子氏、服部力氏、筑波大学生命環境系の阿部淳一ピーター助教、山梨県森林総合研究所の柴田尚氏および岐阜県森林研究所水谷和人氏には野外調査においてご助力を賜った。全ての調査地において地権者および管理者の方々に調査を許可していただいた。ここに心から御礼申し上げる。なお、この研究は農林水産省委託プロジェクト研究「森林資源を最適利用するための技術開発」研究課題「高級菌根性きのこ栽培技術の開発」により実施した。

引用文献

Alonso Ponce, R., Agreda, T., Agueda, B., Aldea, J., Martinez-Pena, F. and Pilar Modrego, M. (2014) Soil physical properties influence “black truffle” fructification in plantations. *Mycorrhiza*, 24, S55-S64.

Anderson, J. P. E. and Domsch, K. H. (1980) Quantities of plant

nutrients in the microbial biomass of selected soils. *Soil Sci.*, 130, 211-216.

Benucci, G. M. N., Lefevre, C. and Bonito, G. (2016) Characterizing root-associated fungal communities and soils of Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii*) stands that naturally produce Oregon white truffles (*Tuber oregonense* and *Tuber gibbosum*). *Mycorrhiza*, 26, 367-376.

Bonito, G. M. and Smith, M. E. (2016) General systematic position of the truffles: evolutionary theory. In Zambonelli, A., Iotti, M., and Murat, C. (eds) “*True Truffle (Tuber spp.) in the world. Soil ecology, systematics and biochemistry*”. Springer, 3-19.

Bragato, G. and Marjanovic, Z. (2016) Soil Characteristics for *Tuber magnatum*. In Zambonelli, A., Iotti, M., and Murat, C. (eds) “*True Truffle (Tuber spp.) in the world. Soil ecology, systematics and biochemistry*”. Springer, 191-209.

Chevalier, G. and Frochet, H. (1990) Ecology and possibility of culture in Europe of the burgundy truffle (*Tuber uncinatum* Chatin). *Agr. Ecosyst. Environ.*, 28, 71-73.

Chevalier, G. and Poitou, N. (1990) Study of important factors affecting the mycorrhizal development of the truffle fungus in the field using plants inoculated in nurseries. *Agr. Ecosyst. Environ.*, 28, 75-77.

Deng, X. J., Liu, P. G., Liu, C. Y. and Wang, Y. (2013) A new white truffle species, *Tuber panzihuanense* from China. *Mycol. Prog.*, 12, 557-561.

土壌物理性測定法委員会編 (1982) “土壌物理性測定法”. 養賢堂, 65-71.

土壌養分測定法委員会編 (1970) “土壌物養分分析法”. 養賢堂, 34-38.

Fan, L., Liu, X. and Cao, J. (2015) *Tuber turmericum* sp. nov., a Chinese truffle species based on morphological and molecular data. *Mycol. Prog.*, 14, 111.

Fu, Y., Li, X. L., Li, Q., Wu, H. W., Xiong, C., Geng, Q., Sun, H. H. and Sun, Q. (2016) Soil microbial communities of three major Chinese truffles in Southwest China. *Can. J. Microbiol.*, 62, 970-979.

García-Montero, L. G., Manjon, J. L., Pascual, C. and García-Abril, A. (2007) Ecological patterns of *Tuber melanosporum* and different *Quercus* mediterranean forest: quantitative production of truffles, burn sizes and soil studies. *Forest Ecol. Manag.*, 242, 288-296.

Hall, I. R., Brown, G. T. and Zambonelli, A. (2007) The habitats of some commercial truffles. In “*Taming the truffle. The history, lore, and science of the ultimate mushroom*”. Timber Press, 110-115.

原 弘・児玉 重信・藤田 博美・藤田 徹 (1986) マツタケのシロに関する研究Ⅱ -シロ土壌の理化学的性質-. 日本林学会関西支部大会講演集, 37, 328-331.

- Hu, H. T., Wang, Y. and Hu, B. Y. (2005) Cultivation of *Tuber formosanum* on limed soil in Taiwan. *New Zeal J Crop Hort*, 33, 363-366.
- Kinoshita, A., Nara, K., Sasaki, H., Feng, B., Obase, K., Yang, Z. L. and Yamanaka, T. (2018) Using mating-type loci to improve taxonomy of the *Tuber indicum* complex, and discovery of a new species, *T. longispinosum*. *PLOS ONE*, 13:e0193745".
- Kinoshita, A., Sasaki, H. and Nara, K. (2011) Phylogeny and diversity of Japanese truffles (*Tuber* spp.) inferred from sequences of four nuclear loci. *Mycologia*, 103, 779-794.
- Kinoshita, A., Sasaki, H. and Nara, K. (2016) Two new truffle species, *Tuber japonicum* and *Tuber flavidosporum* spp. nov. found from Japan. *Mycoscience*, 57, 366-373.
- 木下 晃彦・山中 高史 (2017) 国産トリュフの人工栽培を目指す -新たな森林資源の利用-. 季刊森林総研, 39, 16-17.
- 木下 晃彦・山中 高史・小長谷 啓介・野口 享太郎・古澤 仁美 (2017) イボセイヨウショウロの子実体発生環境の解明にむけて. 日本森林学会大会発表データベース, 128, 170.
- 木下 晃彦・山中 高史・小長谷 啓介・仲野 翔太・野口 享太郎・古澤 仁美 (2018) 日本産白トリュフの発生・非発生地における土壤微生物群集の比較メタゲノム. 日本森林学会大会発表データベース, 129, 684.
- Kirk, P. M., Cannon, P. F., Minter, D. W. and Stalpers, J. A. (2008) "*Ainsworth and Bisby's Dictionary of the Fungi*. (10th ed.)". Oxon: CAB International, 771pp.
- 気象庁 (2018) "過去の気象データ検索", <http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etrn/index.php>, (参照 2018-10-5).
- Lavelle, P. and Spain, A.V. (2001) Soil organisms. In Lavelle, P., Spain, A. V. "*Soil ecology*". Kluwer, Dordrecht, 210-211.
- Le Tacon, F., Wang, Y. and Goutal-Pousse, N. (2016) Soil and vegetation in natural habitats of *Tuber indicum* in China. In Zambonelli, A., Iotti, M. and Murat, C. (eds) "*True Truffle (Tuber spp.) in the world. Soil ecology, systematics and biochemistry*". Springer, 233-245.
- Li, Q., Yan, L., Ye, L., Zhou, J., Zhang, B., Peng, W., Zhang, X. and Li, X. (2018) Chinese Black Truffle (*Tuber indicum*) alters the ectomycorrhizosphere and endoectomycosphere microbiome and metabolic profiles of the host tree *Quercus aliena*. *Front Microbiol*, 9, 2202, DOI: 10.3389/fmicb.2018.02202.
- Nakano, S., Kinoshita, A., Obasa, K., Nakamura, N., Furusawa, H., Noguchi, K. and Yamanaka, T. (2020) Influence of pH on in vitro mycelial growth in three Japanese truffle species: *Tuber japonicum*, *T. himalayense*, and *T. longispinosum*. *Mycoscience*, in press. <https://doi.org/10.1016/j.myc.2019.12.001>
- Nanko, K., Ugawa, S., Hashimoto, S., Imaya, A., Kobayashi, M., Sakai, H., Ishizuka, S., Miura, S., Tanaka, N., Takahashi, M. and Kaneko, S. (2014) A pedotransfer function for estimating bulk density of forest soil in Japan affected by volcanic ash. *Geoderma*, 213, 36-45.
- Qing, Y., Li, S-H., Liu, C-Y., Li, L., Yang, M. Zhang, X-L., Li, X-L., Zheng, L-Y. and Wang, Y (2015) *Tuber xanthomonosporum*, a new *Paradoxa*-like species from China. *Mycotaxon*, 130, 61-68.
- Rubini, A., Paolocci, F., Granetti, B. and Arcioni, S. (1998) Single step molecular characterization of morphologically similar black truffle species. *FEMS Microbiol. Lett.* 164, 7-12.
- 下川 知子・木下 晃彦・仲野 翔太・山中 高史 (2018) 国内に自生するホンセイヨウショウロ (*Tuber japonicum*) の成分特徴について. 日本きのこ学会大会講演要旨集, 22, 85.
- 森林土壌研究会編 (1982). "森林土壌の調べ方とその性質". 林野弘済会, 251-252.
- 産業技術総合研究所地質調査総合センター (2019) "シームレス地質図 v2", <https://gbank.gsj.jp/geonavi/geonavi.php>, (参照 2019-5-17).
- Suwannarach, N., Kumla, J. and Lumyong, S. (2015) A new whitish truffle, *Tuber thailandicum* from northern Thailand and its ectomycorrhizal association. *Mycol. Progress.*, 14, 83.
- Vance, E. D., Brookes, P. C. and Jenkinson, D. S. (1987) An extraction method for measuring soil microbial biomass C. *Soil Biol. Biochem.*, 19, 703-707.
- Voroney, R. P., Brookes, P. C. and Beyaert, R. P. (2007) Soil microbial biomass C:N, P, and S. In: Carter MR and Gregorich EG (eds) "*Soil sampling and methods of analysis, Second edition*". CRC Press, 637-651.
- Watanabe, M., Yamamura, S., Takamatsu, T., Koshikawa, M. K., Hayashi, S., Murata, T., Saito, S. S., Inubushi, K. and Sakamoto, K. (2010) Microbial biomass and nitrogen transformations in surface soils strongly acidified by volcanic hydrogen sulfide deposition in Osorezan, Japan. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 56, 123-132.
- Wu, J., Joergensen, R. G., Pommerening, B., Chaussod, R. and Brookes, P. C. (1990) Measurement of Soil Microbial Biomass C by Fumigation Extraction - an Automated Procedure. *Soil Biol. Biochem.*, 22, 1167-1169.
- Zelles, L., Stepper, K. and Zsolnay, A. (1990) The effect of lime on microbial activity in spruce (*Picea Abies* L.) forests. *Biol. Fertil. Soils*, 9, 78-82.

Soil properties in *Tuber himalayense* and *Tuber japonicum* habitats in Japan

Hitomi FURUSAWA^{1)*}, Takashi YAMANAKA²⁾, Akihiko KINOSHITA³⁾,
Shota NAKANO⁴⁾, Kyotaro NOGUCHI⁵⁾ and Keisuke OBASE⁴⁾

Abstract

We characterized the soil properties of black truffle (*Tuber himalayense*) and white truffle (*T. japonicum*) growth sites in Japan, necessary for establishing artificial cultivation techniques. At five *T. himalayense* and four *T. japonicum* sites, we collected surface soils (0–5 and 0–15 cm depths) at five points from adjacent plots with or without ascocarps. We evaluated soil chemical properties, soil texture, and soil microbial biomass carbon and nitrogen. Soil chemical properties and microbial biomass carbon and nitrogen at 0–5 cm did not differ between plots with and without ascocarps. Soil textures were diverse among sites for each *Tuber* species, and similar to those reported for other Asian and European *Tuber* species. In *T. himalayense* sites, there were no significant differences between plots with and without ascocarps in soil chemical properties at 0–15 cm. However, in *T. japonicum* sites, exchangeable calcium and the sum of exchangeable cations at 0–15 cm were significantly lower in plots with ascocarps than in plots without ascocarps. *T. japonicum* may be adapted to more acidic soil (pH 5–6) with poor nutrient concentrations. *T. himalayense* habitats are characterized by weakly acidic to alkaline soils (pH 6–8) with a relatively high base saturation ratio.

Key words: soil chemical properties, soil microbial biomass, soil pH, soil texture, Truffle

Received 5 June 2019, Accepted 3 December 2019

1) Department of Forest Soil, Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI)

2) Principal Research Director, FFPRI

3) Kyushu Research Center, FFPRI

4) Department of Mushroom Science and Forest Microbiology, FFPRI

5) Tohoku Research Center, FFPRI

* Department of Forest Soil, FFPRI, Matsunosato 1, Tsukuba, Ibaraki, 305-8687 JAPAN; E-mail: fu1103@affrc.go.jp

論文 (Original article)

積載量が異なるフォワーダを用いた長尺材集材生産性

鈴木 秀典^{1)*}、山口 智¹⁾、宗岡 寛子¹⁾、佐々木 達也¹⁾、
田中 良明¹⁾、猪俣 雄太¹⁾、伊藤 崇之¹⁾、毛綱 昌弘¹⁾、
瀧 誠志郎¹⁾、上村 巧¹⁾、有水 賢吾¹⁾、吉田 智佳史¹⁾、
山口 浩和¹⁾、中澤 昌彦¹⁾、陣川 雅樹²⁾、関子 光太郎³⁾

要旨

長尺材生産におけるフォワーダを用いた集材作業の生産性を解明し、積載量や荷台の大きさが長尺材の集材生産性に及ぼす影響を明らかにするため、積載量の異なる車両による生産性を比較した。調査対象は、グラップルもしくはハーベスタによる荷積み、積載量 4.8 トンの中型および 6 トンの大型車両による集材、グラップルによる荷おろしの各作業とし、長尺材として 6m および 8m 材、比較のために通常の 4m 材の生産性を調査した。荷の積みおろし作業では、丸太材積の違いを差し引いても、単位時間あたり作業量が大型車両を用いたときにやや大きくなった。荷台サイズが大きくなることによって作業性が向上したためと考えられる。集材時の走行速度について、各集材時の積載量を車両の最大積載量で除した積載率と、積載走行速度を空荷走行速度で除した速度率によって各集材走行を比較したところ、材長が長くなるほど、同一積載率における速度率が小さくなる傾向が見られた。この速度低下は、荷台からはみ出た長尺材によって積載時の重心位置が変化して不安定になることが原因と推定された。積みおろしおよび集材作業を合わせた集材工程の生産性は、中・大型車両とも 4m 材で最も大きくなり、材長が長くなるほど低下することが明らかとなった。しかし、長尺になることによる生産性の低下率は大型車両の方が小さく、長尺材の生産には大型車両の方が適していることが明らかとなった。

キーワード：フォワーダ、材長、積載量、積みおろし

1. はじめに

わが国の丸太生産においては、3m および 4m が多数を占めているが、4m より長い丸太（以下、長尺材）が造材されることもある。長尺材を生産することによって、横架材などの新たな用途への対応が可能になるだけでなく、通常の長さで使用する場合でも、そのため玉切りを工場で行うことで従来よりもきめ細かな採材が可能になり、曲りなどを考慮した最適採材や、需要への即応が可能になると考えられる。長尺材生産は、例えば久万林業などで行われてきており、細いものは足場丸太として長さ 5.2m 以上に採材し、直材であれば通し柱として 6.0m に採材されてきた（上浮穴郡林業振興協議会 1987）。また、他の地域でも桁丸太などの特種注文材生産（福田 1989）において 12m もしくはそれ以上の材の生産を見ることができた。最近では、興儀ら（2017）によってグラップル集材の事例が報告されているほか、Yoshida et al. (2018) が試作した横積式車両による長尺材集材作業の生産性が報告されている。長尺材の集材にあたっては、スキッドなどのけん引型

車両では比較的長さの影響を受けにくい、緩傾斜地での林内走行が主となり使用できる地域が限られてしまう。一方、全国的に広く使用できるフォワーダなどの積載型車両では作業道を走行するため、小さな曲線半径などでは材長の影響によって積載時の走行性悪化などが考えられる。これまで 4 トン積み程度の中型車両の使用が一般的であったが、皆伐現場などでは 6 トン積み程度の大型車両の使用も増えてきており、長尺材にも対応しやすくなっていると考えられる。また、グラップルなどによる荷積み・荷おろし作業においては、長尺材の取扱いによって生産性が低下することも考えられる。しかし、丸太の幹材積が増加することは生産性の向上にとってプラスになることも期待できる。

そこで本研究では、フォワーダを用いた長尺材の生産性を解明し、長尺材生産において大型の集材車両を使用することの優位性を検証する。そのために、中型車両と大型車両を用いた集材作業を比較するとともに、長尺材の集材生産性に及ぼす積載量や荷台の大きさの影響を分析した。なお、本報告では、集材工程の荷積

原稿受付：令和元年 9 月 11 日 原稿受理：令和元年 12 月 13 日

1) 森林総合研究所 林業工学研究領域

2) 森林総合研究所 九州支所

3) 富山県農林水産総合技術センター森林研究所

* 森林総合研究所 林業工学研究領域 〒305-8687 茨城県つくば市松の里 1

み・荷おろしおよび集材作業を調査対象とし、長尺材として6m および8m 材、比較のために通常の4m 材の生産性を調査した。

2. 試験方法

2.1 試験地の概要

試験は富山県氷見市内に位置するスギの皆伐現場で行い、各対象地内の一部から生産される材の生産性を調査した。フォワーダの中型車両 (MST-800VDL) を用いた試験 (中型試験) を Fig. 1 の集材路 A で行い、大型車両 (U6-BG) を用いた試験 (大型試験) を Fig. 1 の集材路 B および C で行った。各試験地の林況を Table 1 に示す。試験対象はいずれも 60 年生のスギ (ボカスギ) で、中型試験では立木の平均胸高直径、平均樹高、平均幹材積が 39.7cm、29.6m、1.7m³、大型試験では同 49.4cm、33.4m、2.7m³ と後者の方が林分の単木材積がやや大きかった。ボカスギは成長が早く (嘉戸・田中 2010)、他品種の同齢林と比較して単木材積は大きい。

本調査では、集材工程だけではなく伐倒、造材工程についても生産性調査を行っており、Nakazawa et al. (2019) から報告されている。

2.2 作業の概要

中型試験は作業人員 2 名で行っており、チェーンソーにて伐倒後、造材・枝払いをハーベスタで行った。その後、調査対象であるハーベスタによる荷積み、集材、グラップルによる荷おろしを行った。荷積みを使用したハーベスタも含めて、使用したベースマシンは運転質量 12 ~ 13 トンクラスである (Table 2)。フォワーダは最大積載量 4,800kg、荷台長 3,300mm で、グラップルローダは付属していない (Table 3)。集材路 A を用いて公道沿いの土場まで集材を行い、平均集材距離は 88m であった。土場までの積載走行はすべて前進し、土場から積載箇所までは後進したが、土場レイアウトの関係から一部の集材において土場付近で転回をした。

材の積載方法は、4、6m は荷台に対して水平とし、8m 材では水平積載が不可能であったため、荷台あおりに立てかけて荷台から材の前・後端をはみ出す斜め積載とした (Photo 1、Table 4)。

大型試験も同様に作業人員 2 名で行い、チェーンソー伐倒、ハーベスタによる造材・枝払いの後、調査対象であるグラップルによる荷積み、集材、グラップルによる荷おろしを行った。グラップルのベースマシンは中型試験と同クラスである (Table 2)。フォワーダはもともとグラップルローダが付属している機種であったが、これを取り外して荷台の拡張を行っているため、最大積載量は 6,000kg (グラップルローダが付属しない機種 (の値)、荷台長は 4,355mm (実測値) となっている (Table 3)。集材路 B および C を用いて土場までの集材を行い、平均集材距離は B で 97m、C で 107m であった。

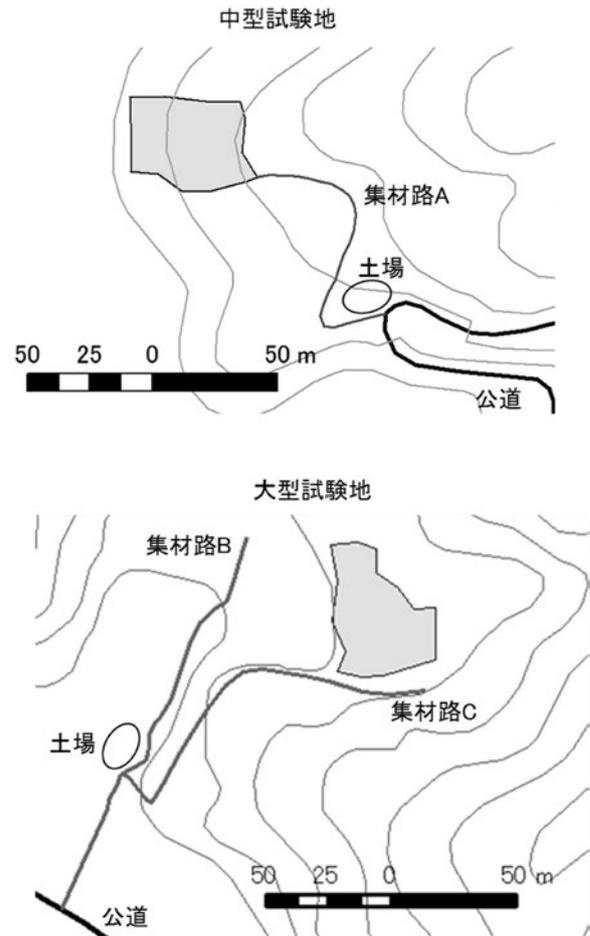


Fig. 1. 試験地と集材路

Table 1. 試験地の林分状況

| | 中型試験 | 大型試験 |
|--------------------------------|-----------|--------|
| 面積 (ha) | 0.156 | 0.155 |
| 樹種 | スギ (ボカスギ) | |
| 林齢 (年) | 60 | 60 |
| 林分密度 (本/ha) | 832.3 | 587.1 |
| 平均胸高直径 (cm) | 39.7 | 49.4 |
| 平均樹高 (m) | 29.6 | 33.4 |
| 幹 平均 (m ³) | 1.7 | 2.7 |
| 材 試験地内合計 (m ³) | 216.1 | 242.9 |
| 積 単位面積あたり (m ³ /ha) | 1394.2 | 1567.1 |

B では後進、C では前進で集材走行を行い、B では荷積み箇所付近で転回をした。

今回の試験に用いた大型車両は荷台が改造されて 4,300mm 以上あったため、すべての材長で水平に積載できたものの、中型試験との比較のために 8m 材にて中型試験と同様の斜め積載も行った (Photo 1、Table 4)。8m 材水平積載では、荷台長が材のおよそ半分しかないので、材後端が下がってバランスを崩すことがあったため、荷台の後端に 2m 程度の丸太を横向きに置き、

Table 2. 荷役機械の諸元

| | 作業 | 機械名称 | ベースマシン | エンジン |
|------|------|-------|--------------|--------------|
| | | | 運転質量 (kg) | 定格出力 (kW) |
| 中型試験 | 荷積み | ハーベスタ | 13,900* | 67 |
| | 荷おろし | グラップル | 11,775* | 64 |
| 大型試験 | 荷積み | グラップル | 12,300* | 67 |
| | 荷おろし | グラップル | 13,700* | 75 |

*バケット装着時の標準仕様機におけるカタログ値。カタログから運転質量が得られない場合は、機械質量にオペレータの質量として75kgを加えて表示。

その上に 8m 材を積載してはみ出し量大きい材を安定して積載することも行われた。なお、一般的な 6 トン積み国産機の荷台長は本車両よりも短いため、後方積載タイプでの 8m 水平積載は難しいといえる。

各集材路における土場から荷積み箇所までの縦断面図を Fig. 2 に示す。平均縦断勾配は集材路 A、B でそれぞれ 10%、4% となり、集材路 C で最も大きく約 16% となった。また、区間最大縦断勾配は、A：19%、B：8%、C：21% となった。集材路 A は作設のための切土をほとんど行っておらず、一部に立木が残った箇所はあるものの、荷台から飛び出した材の通過を妨げる障害物はほとんどなかった。走行跡の幅は約 3.0m であった。集材路 B は谷部の路線で、一方は平地、他方は山の斜面となっているが、材が斜面にぶつかることはな

かった。雪解けによる路面の軟弱化や濁水の発生を抑止するために幅 3.0m の鉄板が敷設されていた。集材路 C は切土によって作設された路線で、最小の曲線半径区間 (R=5.3m) において、3.2 で述べるとおり材と切土のり面の接触があった。幅員は約 4.0m であった。

3. 結果と考察

3.1 積みおろし作業の生産性

積みおろし作業における荷つかみ本数は、荷積み作業において、中・大型試験の 4m 材で最も多く約 2 本、大型試験の 8m 材で最も少なく約 1 本となった (Fig. 3)。荷おろし作業においては、大型試験 8m 材斜め積載で特に大きく 3 本を超えたことを除けば、同一材長であれば中型・大型試験の差はほとんどなく、4m 材で 3 本、6m 材で 2.3 本、8m 材で 2 本弱と材長が長くなるほど本数が少なくなった。荷積み時の本数よりも荷おろし時の本数の方が多くなる傾向となったが、中型試験 8m 斜め積載では荷積み時の本数の方がやや多く、大型試験 8m 斜め積載では荷積み本数に対する荷おろし本数が 2 倍以上と特に多くなり、他と異なる傾向となった。

各回の積載量をつかみ回数で除して求めた平均荷つかみ材積は、荷積み作業では中型試験での 4、6m 材で値が小さく 0.4 ~ 0.5m³ 程度となった。荷おろし作業では大型試験での 8m 材で特に大きく 1.3m³ 程度となったが、その他は中型試験で 0.7m³ 程度、大型試験で 0.9m³

Table 3. フォワーダの諸元

| | 機械質量 (kg) | 最大積載量 (kg) | 全長 (mm) | 全幅 (mm) | 荷台長 (mm) | エンジン 定格出力 (kW) | グラップルローダー |
|----|--------------|---------------|------------|------------|-------------|----------------------|------------|
| 中型 | 6,300 | 4,800 | 5,070 | 2,300 | 3,300 | 92.8 | 無 |
| 大型 | 11,635* | 6,000** | 6,755 | 2,485 | 4,355* | 120.5 | 無 (付属品を撤去) |

*実測値。 **グラップルローダーが無い形式の値。

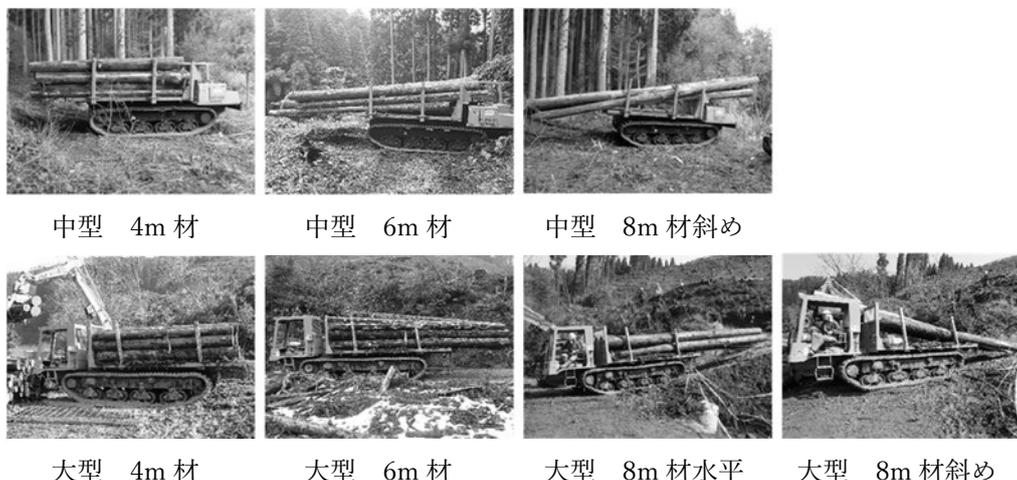


Photo 1. 積載状態

Table 4. 集材工程の詳細

| 材長 (m) | 車両 区分 | 積載方法 | | 集材 経路 | 集材時 車両操作* | 集材 回数 | 平均集 材距離 (m) | 単位長さあたり 平均丸太材積 (m ³ /m) |
|-----------|----------|-------|-----------------|----------|--------------|----------|-------------------|--|
| | | 材の角度 | 荷台からの 材のみみ出し | | | | | |
| 4 | | 水平 | 後方 | A | 前進 | 9 | 82 | 0.055 |
| 6 | 中型(M) | 水平 | 後方 | A | 前進 | 5 | 86 | 0.050 |
| 8 | | 斜め(s) | 前・後方 | A | 前進 | 8 | 95 | 0.050 |
| 4 | | 水平 | 無 | B | 後進 | 4 | 98 | 0.085 |
| | | | | C | 前進 | 3 | 123 | 0.076 |
| 6 | 大型(L) | 水平 | 後方 | B | 後進 | 4 | 95 | 0.069 |
| | | 水平 | 後方 | | | 3 | 91 | 0.081 |
| 8 | | 斜め(s) | 前・後方 | C | 前進 | 1 | 91 | 0.048 |

*空車時は逆方向に走行。

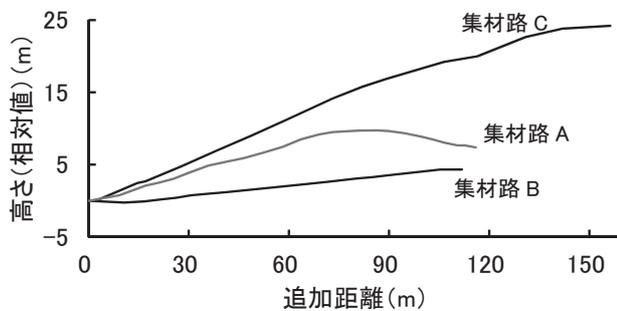


Fig. 2. 集材路縦断面図

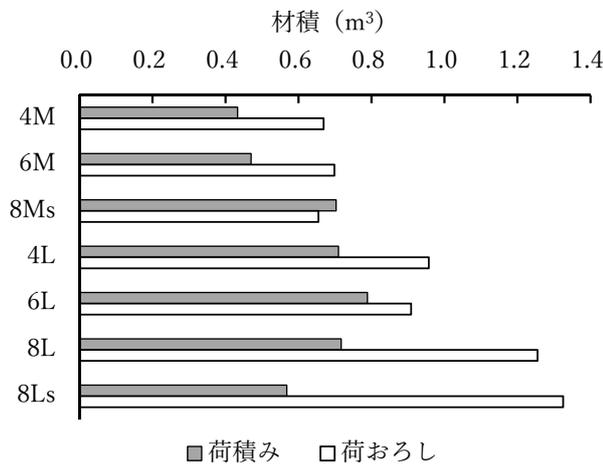


Fig. 3. 平均荷つかみ材積

縦軸の記号は、4, 6, 8の数字が材長 (m)、M/Lが中型/大型、sが斜め積載を示す(以下同)。

程度と材長による差は小さかった。一部を除き、材長が長くなるほど荷つかみ本数が減少したため、荷つかみ材積は材長に比例して増える結果とはならなかった。

荷積み作業よりも荷おろし作業の方でつかみ本数および材積が多い傾向となったのは、積み込み時に拘束

されずに積んである材をつかむよりも、荷おろし時に荷台の建て木で拘束された材をつかむ方が作業しやすいためと考えられる。さらに、他の原因として、荷台への衝撃を抑える必要から、荷おろしの際のはい積み作業よりも荷台への荷積み作業の方が、より慎重な作業が要求されることが考えられる。

生産性では、荷積み作業において、中型・大型試験とも4m材の生産性が70～80m³/hと最大で、中型試験の最小は6m材で約40m³/h、大型試験の最小は8m材の斜め積載で約50m³/hとなった。一方、荷おろし作業の生産性は55～85m³/h程度であり、長尺になることによる生産性の低下は見られなかったものの、同じ材長ならば、大型車両の方が高い生産性になる傾向が見られた。

また、中型試験の荷積み作業ではハーベスタが用いられた。ハーベスタと同様の機構をもつプロセッサのグラップルでは、開口幅が比較的小さいとされている(福田 1998)。中型試験では、大型試験と比べて荷つかみ材積が小さくなっているが、Table 4に示したとおり単位長さあたりの材積が中型試験の方が小さかったことも原因として考えられる。このことを考慮すれば、中型試験の荷積み作業における荷つかみ材積が突出して小さいとはいえ、グラップルの代わりにハーベスタを用いた影響は大きくなかったといえる。

荷積み・荷おろしを合わせた全体(積みおろし)の生産性をみると、中型・大型試験ともに4m材の集材において最も高い生産性が得られ、6m材および8m材の集材では各試験とも4m材の70～80%の生産性となった。荷つかみ材積は、荷台が大きくなるほど、また材長が長くなるほど大きくなる傾向が見られたものの、生産性は4m材の集材で最も良い結果が得られた。この理由として、長尺材の集材においては、材をつかむまでの時間や材の移動、荷台上での材整理といった

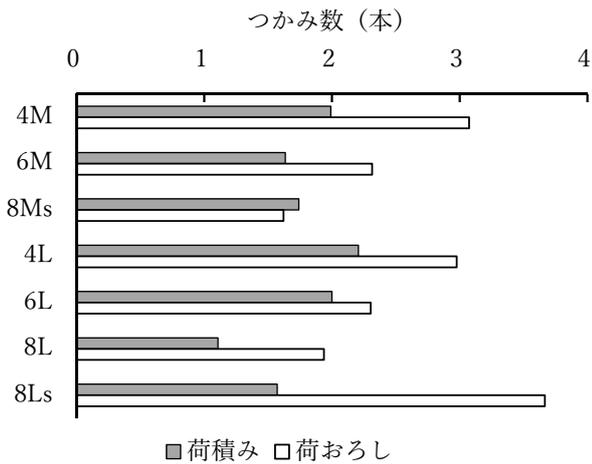


Fig. 4. 平均荷つかみ本数

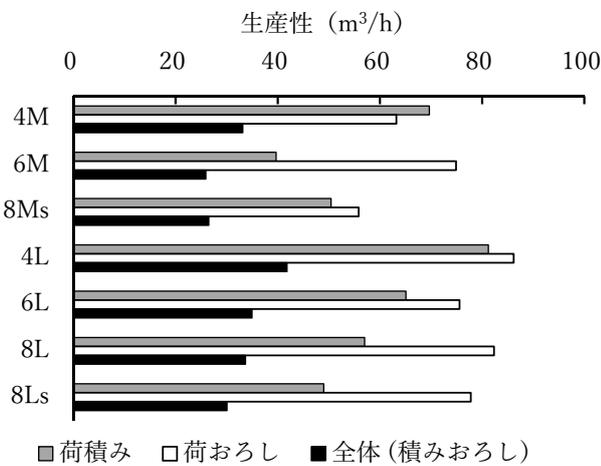


Fig. 5. 荷積み・荷おろし作業の生産性

時間が長くなるためといえる。平均して大型試験の方が高い生産性となり、中型試験と比較して、4、6m 材で約 3 割、8m 材では水平積載との比較で約 3 割、斜め積載との比較で約 1 割それぞれ高くなった。この理由として、荷台サイズが大きく荷の積みおろし作業が容易であったこともあるが、大型試験の実施林分の方が大きな丸太材積（単位長さあたり）だったことも挙げられる。丸太材積の増加が生産性にどの程度影響するのかを定量的に求めることはできないが、大型試験を行った林分における単位長さあたりの丸太材積は、中型試験での同一材長の試験と比較して 1.4 倍～1.6 倍大きかった。一方で、斜め積載どうしを比較すると、中型試験と大型試験において丸太の大きさはほぼ同等であったにもかかわらず、上述のとおり積みおろし作業の生産性は約 1 割向上している。この部分は、荷台サイズが大きくなったことによるものと考えられる。

Yoshida et al. (2018) の報告によると、本報告と同様の後方積載タイプの集材車両において、4、6、8m 材の荷積み・荷おろし作業の生産性は、荷おろし作業の方が高く、また、材長が短いほど高くなっている。今

回の報告でも同様に、荷おろし作業の方が高い生産性となった。材長による生産性については、荷積み・荷おろしの各作業でみると必ずしも材長が短いほど高い生産性になっていないが、積みおろし作業全体としてみると Yoshida et al. (2018) の報告と同様の傾向が得られており、4～8m 程度の材を 12～13 トンクラスベースマシンの機械で取り扱う場合、材長が大きくなるほど積みおろし作業の生産性は下がるといえる。

3.2 集材作業

集材時の走行速度を Fig. 6 に示す。速度は走行した集材路の延長と走行時間から求めた。また、集材時の平均積載量を Fig. 7 に示す。速度の分布は、集材路 C で 4m 材を集材したときの約 3km/h から、同じ集材路で 8m 材を集材したときの約 1.5km/h の範囲となった。

フォワーダなどの集材車両における走行速度については、本試験と同じ機種を含む調査事例が古川・松本 (2009) から報告されており、作業道走行においては、中型試験の機種では、積載走行 7km/h 程度、空走行 8km/h 弱、大型試験の機種では、同 7.5km/h 程度、7km/h 弱とされている。本試験の走行条件に近いと思われる集材路走行では、大型の機種で、同 4km/h 弱、6km/h 程度となり、いずれも本試験の値よりも大きな値となっている（各数値は著者らがグラフから得た概数）。また、本試験の中型車両よりやや積載量の小さい機種で、6m および 4m 材積載、空荷での走行速度がそれぞれ約 2.7km/h、約 4.0km/h、約 4.5km/h との報告がある (Yoshida et al. 2018)。さらに、機種は異なるものの、本試験と同様のクローラ式車両における集材路の走行速度として、車幅の 1.03 倍から 1.76 倍までの路線幅員で、積載時に 1.0～4.5km/h 程度（著者らがグラフから得た概数を単位変換）の速度になったとされている (岡ら 2007a)。

今回の試験では、集材路 A では走行部分が車幅の 1.3

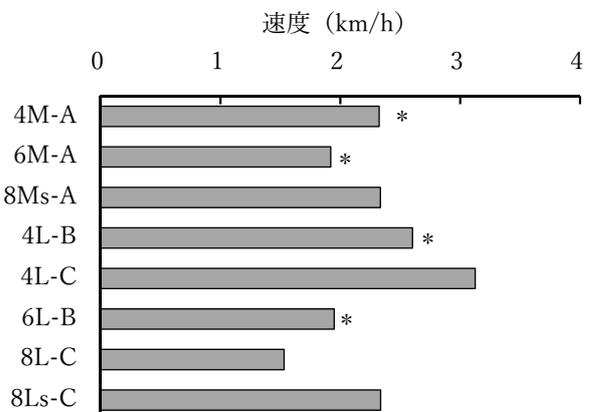


Fig. 6. 集材走行速度

*方向転換の時間を含む。

縦軸の記号の A, B, C は Fig.2 の集材路を示す。

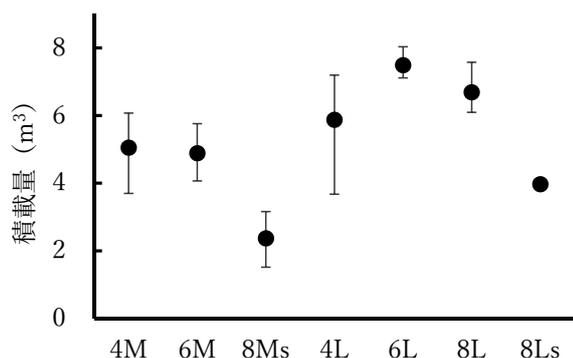


Fig. 7. 集材時の平均積載量
エラーバーは最大・最小値

倍、Bは敷鉄板の幅が同1.2倍、Cの幅員が同1.6倍であったことを考慮すると、通常の4m材集材でも、岡ら(2007a)の報告よりもやや遅い速度であった。よって、本試験での走行速度は、既報と比較してやや遅かったといえる。

積載量は、中型試験で2~6m³程度、大型試験で4~8m³程度となった。中・大型車両とも、8m材の斜め積載時に積載量が小さくなっているが、大型車両での8m斜め積載では、作業進捗上の理由から4m³程度の積載量にとどまっておき、さらに積載することは可能であった。しかし、斜め積載では荷台容積を十分に活用することができず、水平積載と比べて積載量が小さくなるといえる。

長尺材集材の影響を検討するため、同一集材路における速度を比較すると、斜め積載を除けば、いずれの集材路でも材長が長くなるほど走行速度は小さくなった。一方で、斜め積載時の速度は、中型試験では6m材積載時よりも大きく、大型試験でも同一材長、同一集材路の水平積載時よりも大きかった。

岡ら(2007b)によれば、フォワーダの走行速度には積載量および縦断勾配が影響するとされ、今回の試験でも斜め積載ではいずれも積載量が小さくなったために走行速度が速くなったことも考えられる。さらに、使用した集材路の条件もそれぞれ異なっている。そこで、これらの条件の違いを極力打ち消して、同一に近い条件で比較するために、最大性能に対する積載走行時の変化の比率により比較した。すなわち、実車走行時の積載量を最大積載量で除した積載率、および実車走行時の速度を空車走行時の速度で除した速度率の二つの概念を導入し、長尺材の影響を検討した。積載材積から質量への換算においては生材の密度を800kg/m³とした。岡ら(2007b)の積載走行および空荷走行における速度予測式によれば、同一経路を積載下り走行、空荷上り走行をする際には、ある積載量に対する速度率が縦断勾配によらず一定になる。今回の試験における各回集材において、これらの積載率および速度率を求め、集材条件ごとの平均値を求めた(Fig. 8)。ただし、

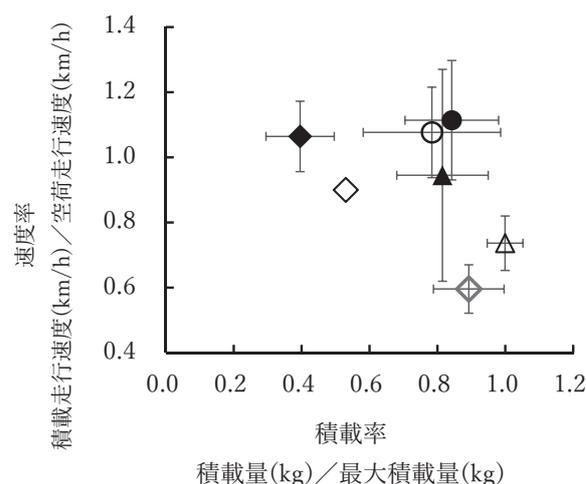


Fig. 8. 積載率と速度率
エラーバーは標準偏差

空荷走行速度は各集材路における平均値を用いた。

4m材集材では、中・大型試験とも積載率が約0.8、速度率が約1.1となった。積載率0.8程度の際には、積載による速度低下がないといえる。一方、6m集材では、4m材と同程度の積載率約0.8でも速度率は4m材の値よりも小さく約0.9となった。また、積載率が1.0の定積載になると、速度率が約0.7に下がった。8m集材では、速度率が約1.0になるときの積載率が約0.4と最も小さくなり、定積載に近い積載率0.9になると速度率が約0.6に下がった。

以上のことから、積載走行速度を落とさないためには、材が長くなるほど積載率を小さく、つまり車両の積載能力に比べて小さな積載量とする必要がある。また、定積載で走行するときの速度減少は、4m材ではほとんどなく、長尺材になるほど大きくなるのが分かる。これらの速度低下は、積載量や、縦断勾配によるものではないため、積み荷の材が長くなることによる影響といえる。具体的には、積載状態での車両重心位置が後方もしくは上方に移動することによる車両転倒や、荷崩れへの配慮が必要となることから、材が長くなるほど速度が低下すると考えられる。実際の作業でも、集材路Aにおける6m材集材の際、走行路面の凹凸によって機体前方が大きく浮き上がり、材の後端が路面に接触することがあった。転倒に至るほどではなかったが、長尺材の積載による車両重心位置の変化によるものと考えられる。

8m材の斜め積載においては、走行性の明確な悪化はみられなかった。今回の集材路における材と路面等との接触については、集材路Cでは、8m水平積載で曲線部分での材後端と曲線外側の切土のり面との接触、集材路Aでは、転回時に6m材の後端と斜面との接触などがあったが、いずれも表面を軽くこすった程度で

あったため生産性に影響するものではなかった。斜めに積載することで、荷台からはみ出し量を前後に分散することができ、水平積載と比較して後方へのはみ出し量を小さくすることができるものの、材後端と路面との距離が近くなり、材と路面が干渉しやすくなることが考えられる。また、材前端でも枝や切土のり面などとの干渉に留意しなければならない。さらに、積載時の車両重心については、水平積載では後方に重心が移動するため、上述したような機体の浮き上がりなどへの配慮が必要となるが、斜め積載では重心が上方へ移動し、左右への転倒角が小さくなる欠点も考えられる。これらの特徴を勘案し、現場の条件に応じた積載方法とすることが必要である。

3.3 集材工程の生産性

作業観測から得た平均サイクルタイムを Fig. 9 に示す。中型試験の 8m 材集材が 600 秒弱で最小、大型試験の 6m 材・8m 材集材が 1000 秒強で最大となった。内訳をみると、走行時間は空荷、積載ともそれぞれほぼ一定で作業条件による差が小さい。一方、荷の積みおろし作業では条件による差が大きく、荷積みでは中型試験 8m 材で小さく、荷おろしでは中型試験 8m 材、大型試験 8m 材斜め積載で小さい。しかしこれは、3.2 でふれたとおり積載量の影響によるものと考えられる。空荷および積載走行が占める割合は 29～45%（平均 33%）であり、Yoshida et al. (2018) から報告されている約 30%（著者がグラフから得た概数）ともほぼ一致する。今回の走行速度は 3.2 でふれたとおり既往の報告と比較して小さく、単位距離あたりの走行に要した時間は相対的に大きいものの、集材距離が 100m 前後と Yoshida et al. (2018) の条件よりも短かったことから同程度の値になったと思われる。

作業観測から得た各数値から、以下の式により集材距離と集材工程生産性の関係を得た (Fig. 10)。

$$T = d(1/v_1 + 1/v_2) + w(1/v_3 + 1/v_4) \quad (1)$$

$$P = 3600w/T \quad (2)$$

ただし、T：サイクルタイム (s)、d：集材距離 (m)、v1：積載走行速度 (m/s)、v2：空荷走行速度 (m/s)、w：積載量 (m³)、v3：単位時間あたり荷積み生産性 (m³/s)、v4：単位時間あたり荷おろし生産性 (m³/s)、P：生産性 (m³/h)。

Fig. 10 から、中型・大型試験とも 4m 材の生産性が最も高く、材長が長くなるに従って生産性が低くなった。中型試験 4m 材の生産性は、大型試験 8m 材の生産性と同程度だった。また、大型車両による 8m 材の生産性では、斜め積載より水平積載の方が高くなった。これは、斜め積載では積載量が小さくなってしまいうためであり、後方積載タイプでは回避することができな

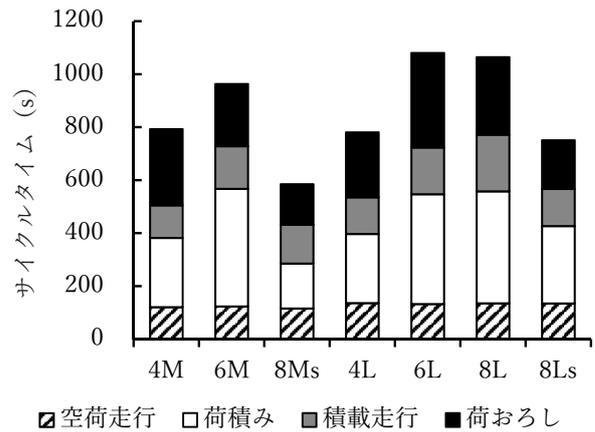


Fig. 9. 平均サイクルタイムの比較

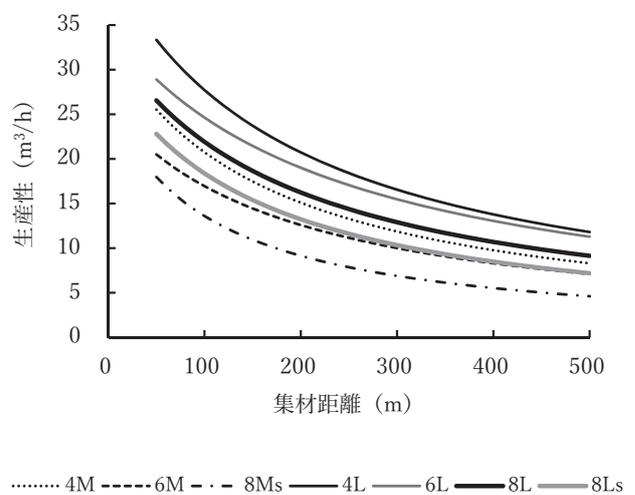


Fig. 10. 材長による集材工程生産性の比較

い。集材距離を 200m としたときの生産性をみてみると、車両を中型から大型にすることで、同じ材長での生産性が、4m 材では約 1.4 倍、6m 材で約 1.5 倍、8m 材では、水平に積載すると約 1.8 倍、同じ斜め積載と比較すると約 1.4 倍といずれの材長でも生産性の向上が見られ、最も大きく向上したのは 8m 材を水平に積載した場合であった。大型車両を用いることで、中型と比較して 4 割程度以上の生産性向上が見込まれ、8m 材では積載方法の工夫によって、さらに大きな向上も見込める。一方、大型車両であっても、長尺材の生産性は 4m 材よりも低く、通常の 4m 材と比較して生産効率の高い集材方法とはいえなかった。しかし、中型車両では 4m 材と比較した 6m、8m 材の生産性がそれぞれ約 8 割、約 6 割だったのに対し、大型車両になるとそれぞれ約 9 割、約 8 割となり、大型車両の方が落ち込み度合いが小さくなった。以上より、長尺材の生産にあたっては、大型車両の方が適しているといえる。Yoshida et al. (2018) の報告では、集材距離 200m において、横積式車両による 6m 材の集材生産性は、後方積載式と比べて 46% 向上したとされている。本試験と

同程度の向上割合であることから、6m 材集材に大型車両を使用することは、横積式車両を使用するのと同程度の効果があるといえる。

4. おわりに

今回の結果では、積みおろし作業全体で概ね材長が短いほど生産性が高くなった。6m と 8m 材での生産性の違いは小さかったが、丸太材積の違いを考慮しても、積みおろし作業が容易な大型車両の方がやや高い生産性となった。

積載走行において、各集材走行を同一条件で比較できるように積載率と速度率を導入したところ、同一積載率における速度率は材長が長くなるほど小さくなる傾向が見られた。この速度率の違いは、積載時の車両重心位置が後方もしくは上方に移動することで、車両転倒や荷崩れへの配慮が必要となることが原因と推定された。

積みおろしを含めた集材工程の生産性は、中・大型車両とも 4m 材で最も高くなり、材長が長くなるほど低下した。また、各材長における生産性は大型車両の方が高く、加えて長尺になることによる生産性の低下率も大型車両の方が小さくなっており、大型車両の方が長尺材の生産に適していることが明らかとなった。しかし現状では、大型車両であっても長尺材になるほど生産性が劣ってしまうため、長尺材の効率的な生産にあたっては、より適性の高い車両が必要である。例えば、積みおろし作業が容易になるよう荷台が大きく、横積式車両 (Yoshida et al. 2018) のように長尺材でも積載量が減らないような機構を有したり、大型試験における 8m 材水平積載において横向き丸太を材の下に置くことで長尺材を安定して積載できたことから、簡単に設置でき、積荷の安定性に効果を発揮する補助具を導入したりすることが考えられる。

今回は生産性の観点からのみ長尺材の集材作業について検討を行った。実際のシステム選択にあたっては、機械の価格やメンテナンス費、稼働率などのコスト面での検討も必要となる。大型車両は、広い集材路や土場などを必要とすることから、コンスタントに稼働できる地域は限られると思われる。長尺材を生産する地域では、大型車両の導入を検討すべきであるが、検討にあたっては、地域の地形条件や路網規格を十分考慮する必要がある。

また、作業現場が奥地化することによって、集材距離が長い現場も見られるようになってきた。集材距離と生産性の関係を見ると、集材距離が長くなるほど大型車両と中型車両の生産性の差は小さくなるのがわかる。よって、大型車両の導入にあたっては、集材距離が長い現場ほど慎重に検討する必要がある。

謝 辞

本調査にあたり、富山県西部森林組合氷見支所の全面的な協力を得たことに感謝する。なお、本研究は (国研) 森林研究・整備機構森林総合研究所交付金プロジェクト「大径・長尺材に対応した新たな生産技術の開発」(課題番号 201422) による成果である。

引用文献

- 福田 章史 (1998) プロセッサ. 林野庁監修 “林業技術ハンドブック”. 社団法人全国林業改良普及協会, 1197-1202.
- 福田 弘之 (1989) 非皆伐施業における効率的搬出方法 (特殊注文材生産について). 社団法人林業機械化協会編 “林業機械シリーズ 78, 非皆伐施業における効率的搬出方法”. 林業機械化協会, 249-257.
- 古川 邦明・松本 武 (2009) フォワーダによる集材作業の生産性の検証. 日本森林学会大会学術講演集, 120, Pb1-51.
- 上浮穴郡林業振興協議会 (1987) 上浮穴地方育林技術とその体系. 76pp.
- 嘉戸 昭夫・田中 和博 (2010) ボカスギ林におけるシステム収穫表の成長パラメータ. 富山県農林水産総合技術センター森林研究所研究報告, 2, 10-17.
- Nakazawa, M., Yoshida, C., Sasaki, T., Taki, S., Uemura, T., Ito, T., Yamaguchi, H., Mozuna, M., Usui, K., Inomata, Y., Suzuki, H., Yamaguchi, S., Muneoka, H., Tanaka, Y., Jinkawa, M., Zushi, K. and Aiura, H. (2019) Productivity of logging large diameter logs and long logs during final cutting in a mountain forest in Japan. *International Journal of Forest Engineering*, 30(3), 203-209.
- 岡 勝・田中 良明・吉田 智佳史・近藤 耕次・佐々木 達也・加利屋 義広 (2007a) フォワーダ走行速度からみた集材路規格に関する検討. *森林学誌*, 21, 295-298.
- 岡 勝・中澤 昌彦・田中 良明・吉田 智佳史・近藤 耕次・加利屋 義広 (2007b) フォワーダの走行速度に及ぼす路網規格と積載量の影響. *森林学誌*, 22, 163-170.
- 與儀 兼三・涌嶋 智・佐野 俊和・山場 淳史 (2017) 長尺材採材を目的とした大径木の伐出作業で伐倒方向が生産性に与える影響. 日本森林学会大会学術講演集, 128, P136.
- Yoshida, C., Sasaki, T., Taki, S., Nakazawa, M., Uemura, T., Suzuki, H., Jinkawa, M., Nakashima, Y., Morooka, N. and Zushi, K. (2018) Productivity of forwarding operation for long logs with side-loaded forwarder. *Kanto Journal of Forest Research*, 69, 67-70.

Longer log forwarding productivity between different load capacity forwarders

Hidenori SUZUKI^{1)*}, Satoshi YAMAGUCHI¹⁾, Hiroko MUNEOKA¹⁾,
 Tatsuya SASAKI¹⁾, Yoshiaki TANAKA¹⁾, Yuta INOMATA¹⁾, Takayuki ITO¹⁾,
 Masahiro MOZUNA¹⁾, Seishiro TAKI¹⁾, Takumi UEMURA¹⁾, Kengo USUI¹⁾,
 Chikashi YOSHIDA¹⁾, Hirokazu YAMAGUCHI¹⁾, Masahiko NAKAZAWA¹⁾,
 Masaki JINKAWA²⁾ and Kotaro ZUSHI³⁾

Abstract

The aim of this study was to compare between different load capacity forwarders in the productivity of longer log production and to clarify longer log productivity and the effect of the forwarder's loading capacity or platform dimension on productivity. We surveyed the following activities: loading to forwarder with a grapple loader or harvester, forwarding with 6 ton load capacity as large forwarder and 4.8 ton as middle, and unloading from forwarder with grapple loader. The produced log length classes were 6 and 8 m as longer logs and 4 m as regular length logs. The productivity with the large forwarder was slightly higher than that with the middle in loading and unloading, even considering the difference in log volume, probably owing to the improvement in workability because of the broader platform of the large forwarder. Considering the driving speed in forwarding with two newly defined indices, the greater the log length, the smaller was the velocity ratio when compared with the same loading ratio. The former index is the ratio of forwarding speed in loading to that in unloading and the latter is the ratio of loading volume in each cycle to that of the maximum of the machine used. The cause of this reduction in speed was presumed to be because of the shift in the center of gravity and the resultant instability of the forwarder. The total productivity of loading, unloading, and forwarding was the highest in the case of production of 4 m logs with both the large and middle forwarders. However, the rate of reduction in productivity owing to the longer log was lower with the large than with the middle forwarder. Hence, it was confirmed that large forwarders are more suitable for longer log production.

Key words: forwarder, log length, load capacity, loading and unloading

Received 11 September 2019, Accepted 13 December 2019

1) Department of Forest Engineering, Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI)

2) Kyushu Research Center, FFPRI

3) Toyama Prefectural Agricultural, Forestry & Fisheries Research Center Forestry Research Institute

* Department of Forest Engineering, FFPRI, Matsunosato 1, Tsukuba, Ibaraki, 305-8687 JAPAN; E-mail: hidesuzu@ffpri.affrc.go.jp

論文 (Original article)

製材品の曲げ強度における寸法効果パラメータの検討

井道 裕史^{1)*}、加藤 英雄¹⁾、長尾 博文¹⁾

要旨

「製材品の強度性能に関するデータベース」データ集の曲げ強度データを用いて、製材の日本農林規格に対応した基準強度に対する寸法効果パラメータを求めることを目的とした。まず、強度等級 E70 のスギの曲げ強度を用いて、スパン、材せい、スパン/材せい比が一定の場合の各寸法効果パラメータを求め、これらの値が文献値と概ね一致することを確認した。続いて、基準強度を材せいに応じて低減するための寸法調整係数を検討した。スギ、アカマツ、ベイマツの曲げ強度を既往の調整式を用いて標準的な試験条件下の値に調整し、樹種・等級・材せいごとに 5% 下限値を求めた。5% 下限値と製材の日本農林規格に対応する基準強度との比 (5% 下限値/基準強度) を算出し、標準材せいを 150mm とする寸法調整係数と比較した。その結果、寸法調整係数の標準荷重条件における寸法効果パラメータは 0.4 ~ 0.5 程度とするのが適当であると考えられた。

キーワード：寸法効果パラメータ、寸法調整係数、曲げ強度、製材品、データベース

1. はじめに

わが国の森林は、10 齢級以上の主伐期を迎える人工林が 2020 年には約 7 割になると見込まれ (林野庁 2018)、これらの人工林から伐採された丸太も大径化が進んでいる。丸太の大径化に伴い、従来のものより断面寸法が大きい製材を生産することが可能となってきた。断面寸法、特に材せいが大きいものは、木造建築物の梁桁など横架材としての利用が見込まれる。

一方、木材は寸法が大きくなるほど強度が低下する現象が認められ、これは寸法効果として知られている (宇京 2015, 鈴木 1997, 中村 2004a, b)。アメリカやヨーロッパでは ASTM D1990 - 16 (ASTM International 2016) (以下、ASTM D1990 とする)、EN 384:2016 (European Committee for Standardization 2016) (以下、EN 384 とする) などで、製材品の寸法が大きくなるのに従い強度の特性値を低減する方法が定められている。しかしながら、わが国の現行の製材の基準強度 (建設省 2000) においては、枠組壁工法構造用製材及び枠組壁工法構造用たて継ぎ材の日本農林規格 (農林水産省 1974) で、ASTM D1990 の方法を参考にした基準強度を低減する係数はあるものの、製材の日本農林規格 (農林水産省 2007) の構造用製材では、同様の係数に相当するものは存在しない。今後材せいのより大きな製材品が、住宅はもとより非住宅の木造建築物に使用されることが予想されるが、これらの製材品に対しても従来の基準強度を用いることについて強度的な懸念が生じる。以上のことから、わが国でも断面寸法の大きい木材対

して基準強度を低減させる調整係数が必要であると考えられる。

この検討を行うためには、様々な寸法の木材から得られた大量の強度データが必要となる。その要請に応えるものとして、全国の公立試験研究機関により試験が行われ、森林総合研究所内の強度性能研究会により取りまとめられた『「製材品の強度性能に関するデータベース」データ集<8>』(強度性能研究会事務局 2013) がある。本データ集は、日本農林規格の改正、許容応力度等の見直しの際、速やかに検証データとして資するために取りまとめられたものである。運営方法には「本データベースは、日本農林規格の改訂、それに対応する許容応力度の設定 (中略) 等、に対してデータ提供を行う」とあり、本報の検討を行うのに最適な資料であると考えられる。

以上を踏まえ、本報では、データ集に収集された曲げ強度データを用いて寸法効果の影響を調べ、ASTM D1990 と EN 384 による寸法効果パラメータと比較検討し、製材の日本農林規格に対応した基準強度に対する寸法効果パラメータを求めることを目的とした。

2. アメリカおよびヨーロッパにおける寸法効果による曲げ強度の調整法

材料の寸法が大きくなるほど強度が小さくなることを寸法効果といい、材料が最弱リンク理論を用いた 2P ワイブル分布に従うとすると、以下の式が得られる (宇京 2015, 鈴木 1997, 中村 2004a, b)。

原稿受付：令和元年 6 月 13 日 原稿受理：令和元年 12 月 18 日

1) 森林総合研究所 構造利用研究領域

* 森林総合研究所 構造利用研究領域 〒 305-8687 茨城県つくば市松の里 1

$$\frac{\sigma_2}{\sigma_1} = \left(\frac{V_1}{V_2}\right)^s \quad (1)$$

ここで、 σ_1 、 σ_2 は体積が V_1 、 V_2 のときの強度、指数で表される s は寸法効果パラメータである。 V は体積であるので、材せい、長さ、材幅に分けられ、以下の様に変形できる。

$$\frac{\sigma_2}{\sigma_1} = \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{s_d} \left(\frac{L_1}{L_2}\right)^{s_L} \left(\frac{b_1}{b_2}\right)^{s_b} \quad (2)$$

ここで、 d_1 、 L_1 、 b_1 および d_2 、 L_2 、 b_2 は強度がそれぞれ σ_1 、 σ_2 のときの材せい、長さ、材幅であり、 s_d 、 s_L 、 s_b はそれぞれ材せい、長さ、材幅の寸法効果パラメータである。また、曲げ試験において、長さ／材せい比が一定、すなわち $L_1/d_1 = L_2/d_2$ の場合の寸法効果パラメータを s_R とすると、(2)式は以下のように変形できる。

$$\begin{aligned} \frac{\sigma_2}{\sigma_1} &= \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{s_d} \left(\frac{L_1}{L_2}\right)^{s_L} \left(\frac{b_1}{b_2}\right)^{s_b} = \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{s_d} \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{s_L} \left(\frac{b_1}{b_2}\right)^{s_b} \\ &= \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{s_d+s_L} \left(\frac{b_1}{b_2}\right)^{s_b} = \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{s_R} \left(\frac{b_1}{b_2}\right)^{s_b} \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、長さを何とするかが問題となるが、ASTM D1990では、長さをスパン（支点間距離）としている。また、荷重条件はスパンが材せいの17倍の3等分点4点荷重方式が前提であり、スパン／材せい比、荷重点間距離／材せい比を一定としている。これらの条件を踏まえた上で、曲げ強度に対して s_d 、 s_L 、 s_b の値としてそれぞれ0.29、0.14、0を与えている。以上を(3)式に代入すると以下のように変形できる。

$$\begin{aligned} \frac{\sigma_2}{\sigma_1} &= \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{s_d} \left(\frac{L_1}{L_2}\right)^{s_L} \left(\frac{b_1}{b_2}\right)^{s_b} = \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{s_d+s_L} \left(\frac{b_1}{b_2}\right)^{s_b} \\ &= \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{0.29+0.14} \left(\frac{b_1}{b_2}\right)^0 = \left(\frac{d_1}{d_2}\right)^{0.43} \end{aligned} \quad (4)$$

すなわち、スパン／材せい比、荷重点間距離／材せい比が一定の場合の寸法効果パラメータ s_R は0.43となる。わが国の枠組壁工法構造用製材及び枠組壁工法構造用たて継ぎ材の日本農林規格に対応する甲種および乙種構造材の基準強度においては、この値や他の資料を参考にして、標準材せいを89mmとした上で、寸法効果パラメータを0.4とした寸法調整係数が設定されている(中島2001)。

一方、EN 384は、基本となる考え方はASTM D1990と同じであるが、材せいの標準寸法 d_0 を150mm、スパンが材せいの18倍となる3等分点4点荷重方式を採用している。この荷重条件下で150mmとは異なる材せい d mmで曲げ試験を行なった場合、曲げ強度から以下の調整係数 k_h を除することとしている。

$$k_h = \left(\frac{150}{d}\right)^{0.2} \quad (5)$$

(5)式はスパンが材せいの18倍となる3等分点4点荷重方式が前提であるため、スパン／材せい比、荷重点間距離／材せい比が一定である。そのため、(5)式の調整は、スパン／材せい比、荷重点間距離／材せい比が一定の場合の寸法効果パラメータ s_R が0.2であることを示していると考えられる。

また、荷重条件がスパンが材せいの18倍となる3等分点4点荷重方式と異なる場合は、曲げ強度から以下の調整係数 k_ℓ を除する。

$$k_\ell = \left(\frac{L_0+5S_0}{L+5S}\right)^{0.2} = \left(\frac{48d}{L+5S}\right)^{0.2} \quad (6)$$

ここで、 L_0 、 S_0 はそれぞれスパンが材せいの18倍となる3等分点4点荷重方式のスパン($L_0=18d$)、荷重点間距離($S_0=6d$)、 L 、 S はそれぞれ試験時のスパン、荷重点間距離である。例えば $d=120$ mm、 $L=2040$ mm、 $S=600$ mm(5d)、支点荷重点間距離=720mm(6d)の4点曲げ試験を行い、曲げ強度の値として σ_{test} N/mm²が得られたとする。(5)式より $k_h=(150/120)^{0.2}=1.046$ が、(6)式より $k_\ell=\{(48 \times 120)/(2040+5 \times 600)\}^{0.2}=1.027$ が得られる。両者の積を σ_{test} から除した $0.931\sigma_{\text{test}}$ が、材せい150mmでスパンが材せいの18倍となる3等分点4点荷重方式に調整された曲げ強度となる。

ところで、現行のEN 384では、旧版(European Committee for Standardization 2004)とは異なり、曲げ強度の5%下限値を調整するのではなく個々のデータを調整すること、 d が150mm未満、密度が700kg/m³以下のものを調整することとし、(5)式による k_h か1.3の小さい方(概ね $d=40$ mm程度が境界となる)を用いることと改訂されている。

3. 方法

3.1 寸法効果の検討に用いたデータ

本報で用いたデータは『「製材品の強度性能に関するデータベース」データ集<8>』に収録されたものの元データである。ただし、本データ集は各公立試験研究機関がそれぞれの目的に応じて試験を行ったデータを収集したものであるため、必ずしも全国の平均的なデータとは限らず、また、様々な寸法や荷重条件によって実施されたものである。本報ではまず、材せい、長さ、スパン／材せい比が一定の場合のそれぞれの寸法効果パラメータを検討し、次いで、材せいの大きい材料に対して基準強度を低減させるための係数の算出を検討した。前者に対しては、データ数が最も多く、様々な材せいが含まれるスギのデータを用い、後者に対しては、わが国の横架材として用いられることの多いスギ、アカマツ、ベイマツのデータを用いた。元データのう

ち、試験体寸法、含水率、荷重条件、見かけの曲げヤング係数、曲げ強度が明示されており、4点曲げ試験で行われたものを対象とした。

3.2 含水率による曲げヤング係数・曲げ強度の調整

含水率が様々な曲げヤング係数・曲げ強度のデータを同一に比較するには、それぞれの含水率による曲げヤング係数・曲げ強度を一定の含水率状態での値に調整する必要がある。曲げヤング係数・曲げ強度の調整式が示されている規格等では、ASTM D1990、ASTM D245-06 (Reapproved 2011) (ASTM International 2011)、ASTM D2915-98 (ASTM International 1998) (以下、旧 ASTM D2915 とする)、旧 ASTM D2915 を準用した日本国内の曲げ試験結果の解析による提案式(飯島ら 2011) (以下、HOWTEC 法とする)がある。このうち、わが国で最も用いられている方法が HOWTEC 法であると思われる。HOWTEC 法は、旧 ASTM D2915 を準用しているため、両者の調整方法は調整する含水率の範囲が異なること以外は同じであり、ともに以下の式を用いる。

$$\sigma_2 = \sigma_1 \frac{\alpha - \beta M_2}{\alpha - \beta M_1} \quad (7)$$

ここで、 σ_2 は含水率 M_2 での弾性係数または曲げ強度、 σ_1 は含水率 M_1 での弾性係数または曲げ強度、 M_1 と M_2 はそれぞれの状態での含水率、 α 、 β は弾性係数に対してそれぞれ 1.44、0.0200、曲げ強度に対してそれぞれ 1.75、0.0333 である。旧 ASTM D2915 は、含水率が 22% 以上はすべて生材とみなし、5% 以上の含水率の調整は避けるべきであるとしている。一方、HOWTEC 法は、曲げに対して含水率 10% 以下は 10%、18% 以上は 18% として (7) 式を用いる。本報では、ASTM D1990 は個々の値ではなく強度の 5% 下限値に対するものであること、ASTM D245-06 (Reapproved 2011) は生材状態から係数を乗じて強度値を増加させる方法であること、本報に用いたデータは含水率が高いものから低いものまで様々な状態があることなどを踏まえ、HOWTEC 法を用いることとした。標準含水率を 15% として、この状態に曲げヤング係数・曲げ強度を調整した。

3.3 荷重条件による曲げヤング係数の調整

曲げ強度を用いて寸法効果を検討するためには、曲げヤング係数の違いによる曲げ強度のばらつきを避けるために、同一等級内の曲げヤング係数における曲げ強度を用いる必要がある。曲げヤング係数は、曲げ強度と同様、荷重条件により得られる値が異なるため、以下の方法で荷重条件による曲げヤング係数の調整を行った。

製材の日本農林規格に示された曲げ試験の荷重条件はスパンを材長の 3/4 以上とした 3 等分点 4 点荷重方

式である。ただし、スパン/材せい比が 18 倍を超えるものに対しては、スパン/材せい比を 18 倍に調整するための係数が示されており、この荷重条件が標準だと考えられる。本報もこれに従い、スパンを材せいの 18 倍とした 3 等分点 4 点荷重方式を標準荷重条件とし (以下、スパンを材せいの 18 倍とした 3 等分点 4 点荷重方式を単に標準荷重条件と呼ぶ)、それ以外の荷重条件で得られた見かけの曲げヤング係数に対しては、『木質構造設計規準・同解説』(中井ら 2006) に記載された調整式に従い、(8) 式を用いて標準荷重条件での値に調整した。

$$E_{app} = E_b \frac{1+2.4d^2(E/G)/(3L^2-4a^2)}{1+2.4d_0^2(E/G)/(3L_0^2-4a_0^2)} \quad (8)$$

ここで、 E_{app} は標準荷重条件の見かけの曲げヤング係数、 E_b は試験時の見かけの曲げヤング係数、 E/G はせん断弾性係数に対する真のヤング係数の比 (=15)、 d 、 L 、 a はそれぞれ試験時の材せい、スパン、荷重点支点間距離、 d_0 、 L_0 、 a_0 はそれぞれ標準荷重条件の材せい、スパン、荷重点支点間距離 (後述するように $d_0=150\text{mm}$ 、 $L_0=2700\text{mm}$ 、 $a_0=900\text{mm}$ とする) である。

以上の方法で算出された見かけの曲げヤング係数に対して、製材の日本農林規格の機械等級区分構造用製材の曲げヤング係数の基準による等級区分 (以下、E 等級とする) に従ってデータを区分した。

3.4 スギ E70 による寸法効果パラメータの検討

(7)、(8) 式により、含水率 15%、標準荷重条件に調整したスギの E 等級の度数分布を Fig. 1 に示す。全 7690 体のうち 3233 体 (42%) が E70 に区分された。そこで、スギ E70 のデータを寸法効果パラメータの検討に用いることとした。

まず、スギ E70 に区分された 3233 体のうち、曲げ試験時の荷重条件が標準荷重条件によって行われた 2881 体の曲げ強度を用いて、長さ、材せい、スパン/材せい比が一定の場合の各寸法効果パラメータを検討した。材幅に関しては、ASTM D1990 および EN 384 で寸法効果を考慮していないこと、既報 (長尾ら 2014) で材幅の影響は認められなかったことを踏まえ、検討から除外した。

また、元データには様々な寸法が含まれていたため、Table 1 のように材せい d とスパン L の範囲を区分し、代表値としての d と L を決めた。 d 、 L 、 L/d の度数分布をそれぞれ Fig. 2 に示す。Fig. 2 から度数の多いものについて検討することとし、スギ E70 のうち、 $d=120\text{mm}$ (597 体)、 $L=2700\text{mm}$ (1839 体)、 $L/d=18$ (606 体) を選択した。 $d=105\text{mm}$ 、 $L/d=24$ 、27 も度数は多かったが、例えば、 $d=105\text{mm}$ 内の L はほぼ 1890mm と 2700mm のみで、うち $L=2700\text{mm}$ が約 8 割を占めるなどの、分布の偏りがあったため採用しなかった。

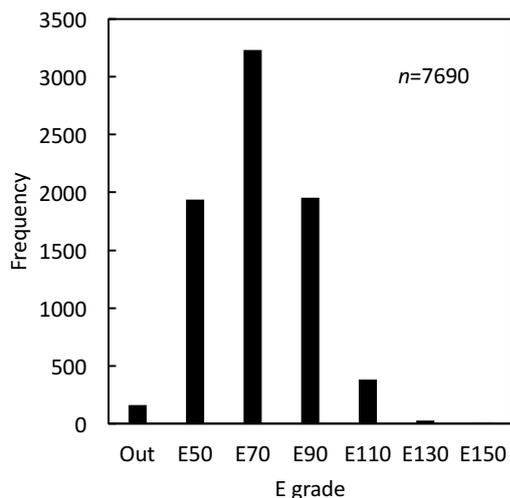


Fig. 1. 製材の日本農林規格によるスギのE等級の度数分布

Frequency distribution of E grade of sugi (Japanese cedar) according to the Japanese Agricultural Standard (JAS) for sawn timber.

Symbol: n , number of specimens.

以上をまとめると、標準荷重条件で行われたスギ E70 の曲げ強度を用いて、 $d=120\text{mm}$ の場合の L の影響 s_L 、 $L=2700\text{mm}$ の場合の d の影響 s_d 、 $L/d=18$ の場合の L と d の影響 s_R の各寸法パラメータを検討した。

3.5 製材の日本農林規格に対応した基準強度に対する寸法調整係数の検討

スギ、アカマツ、ベイマツのデータを用いて、曲げ強度と基準強度とを比較し、材せいの大い材料に対して日本農林規格に対応した基準強度を低減させるための寸法調整係数の検討を行った。

すなわち、まず、等級区分するために曲げヤング係数を含水率 15%、標準荷重条件での値に調整後、EN 384 の方法を用いて曲げ強度を含水率 15%、標準荷重条件での値へ調整した。続いて、材せいと、スパン/材せい比が一定の場合の寸法効果パラメータを変化させて、複数の寸法調整係数を求めた。これと曲げ強度の下限値と基準強度の比 (5% 下限値/基準強度) とを比較し、適切な寸法調整係数を提案した。

具体的には、まず、(7)、(8) 式により、スギ、アカマツ、

Table 1. 材せい d 、スパン L 、 L/d の階級値
Classes of the specimen depth (d), span (L), and span/specimen depth ratio (L/d).

| Specimen depth d (mm) | | Span L (mm) | | L/d | |
|-------------------------|----------------|---------------|----------------|------------|----------------|
| Class mark | Class interval | Class mark | Class interval | Class mark | Class interval |
| 15 | 0–22.5 | 270 | 0–405 | 3 | 0–4.5 |
| 30 | 22.5–37.5 | 540 | 405–675 | 6 | 4.5–7.5 |
| 45 | 37.5–52.5 | 810 | 675–945 | 9 | 7.5–10.5 |
| 60 | 52.5–67.5 | 1080 | 945–1215 | 12 | 10.5–13.5 |
| 75 | 67.5–82.5 | 1350 | 1215–1485 | 15 | 13.5–16.5 |
| 90 | 82.5–97.5 | 1620 | 1485–1755 | 18 | 16.5–19.5 |
| 105 | 97.5–112.5 | 1890 | 1755–2025 | 21 | 19.5–22.5 |
| 120 | 112.5–127.5 | 2160 | 2025–2295 | 24 | 22.5–25.5 |
| 135 | 127.5–142.5 | 2430 | 2295–2565 | 27 | 25.5–28.5 |
| 150 | 142.5–165 | 2700 | 2565–2970 | 30 | 28.5–31.5 |
| 180 | 165–195 | 3240 | 2970–3510 | 33 | 31.5–34.5 |
| 210 | 195–225 | 3780 | 3510–4050 | 36 | 34.5–37.5 |
| 240 | 225–255 | 4320 | 4050–4590 | 39 | 37.5–40.5 |
| 270 | 255–285 | 4860 | 4590–5130 | 42 | 40.5–43.5 |
| 300 | 285–315 | 5400 | 5130–5670 | 45 | 43.5–46.5 |
| 330 | 315–345 | 5940 | 5670–6210 | 48 | 46.5–55.5 |

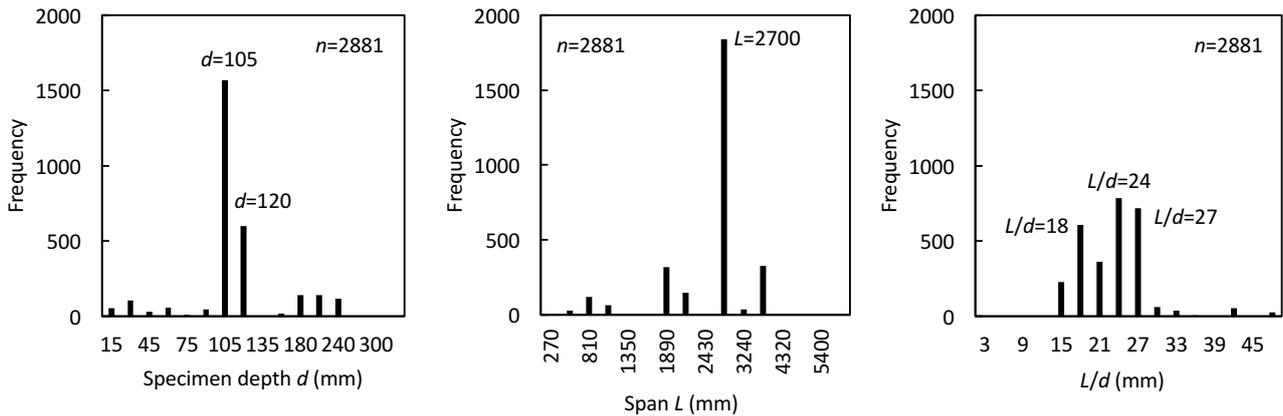


Fig. 2. スギ E70 における材せい d 、スパン L 、 L/d の度数分布

Frequency of the specimen depth (d), span (L), and span/specimen depth (L/d) of E70 grade sugi (Japanese cedar).

Symbol: n , number of specimens.

ベイマツの曲げヤング係数を含水率 15%、標準荷重条件に調整して E 等級に区分した。続いて、(7) 式により曲げ強度を含水率 15% 時の値に調整後、標準荷重条件での値に調整した。曲げ強度の標準荷重条件への調整方法は EN 384 の (6) 式を用いたが、(6) 式の調整係数 k_l は曲げ強度を除するものである。本報で用いる調整係数は曲げ強度に乘じるものとし、(6) 式の分母と分子を入れ替えた標準荷重条件への調整係数 k_2 を求める (9) 式に変換した。

$$k_2 = \left(\frac{L+5S}{L_0+5S_0} \right)^{0.2} = \left(\frac{L+5S}{48d} \right)^{0.2} \quad (9)$$

(9) 式に元データの L 、 S 、 d を代入して k_2 を求めた。これを含水率 15% 時の値に調整した曲げ強度に乘じて、含水率 15%、標準荷重条件での曲げ強度とした。 k_2 は (6) 式 k_l の逆数であるため、例えば、2 章で示した $k_l = 1.027$ の場合、 $k_2 = 1/1.027 = 0.974$ となる。

このようにして得られた含水率 15%、標準荷重条件での曲げ強度を元に、製材の日本農林規格の機械等級区分による基準強度との比を算出した。ただし、基準強度は、5% 下限値に相当すると考えられる (建設大臣官房技術調査室 1992, 井道 2018)。そのため、標準荷重条件での各曲げ強度から、樹種・等級・材せい d ごとに 5% 下限値を求めた。

まず、同一 E 等級内で Table 1 に示した d で区分して等級・ d ごとのロットを作成した。続いて、このロットに対して、ASTM D2915 に示された順位法で信頼水準 75% の 5% 下限値を求める方法により、各ロットの曲げ強度の 5% 下限値を算出した。ASTM D2915 の表に記載された最少の試験体数である 28 体以上の試験体数があるロットを下限値の算出に採用した。なお、表の上限の 1089 体を超えたものは、正規分布を仮定した 5% 下限値とした。その結果、採用したロットは、スギでは E50 (d (mm))=30、90、105、120、180、210、

240、270)、E70 (d (mm))=30、45、60、90、105、120、180、210、240)、E90 (d (mm))=30、105、120、180、210、240)、E110 (d (mm))=105、120、240)、アカマツでは E70 (d (mm))=105、240)、E90 (d (mm))=105、210、240)、E110 (d (mm))=105、120、210)、E130 (d (mm))=105、210)、ベイマツでは E110 (d (mm))=240、300)、E130 (d (mm))=240、300) の合計 40 ロットであった。最後に、算出された各ロットの 5% 下限値と当該ロットの基準強度との比 (5% 下限値/基準強度) を求めた。この比と以下の方法で求める寸法調整係数とを比較することにより、スパン/材せい比 (L/d) が一定の場合の寸法効果パラメータ s_R について検討した。

寸法調整係数を検討するにあたり、まず基準となる標準材せい d_0 を決める必要がある。現行の製材の日本農林規格による目視等級区分製材の基準強度の元となった値は、正角と平角の実験値から算出したとされている (井道 2018) ことから、本機械等級区分による検討もこれと同様と仮定し、さらに、EN 384 の d_0 が 150mm とされていることも踏まえ、 d_0 を 150mm とした。また、本報の趣旨は d の大きい材料の基準強度を低減することにあるため、 d が 150mm 以下のロットの 5% 下限値は調整しないこととした。検討する L/d が一定の場合の s_R の値は、後述する結果を参考に $s_R = 0.3$ 、0.4、0.5、0.6 とした。(5) 式の指数部分を任意とした (10) 式を標準荷重条件における寸法調整係数 k_1 を求める式とし、この式に $s_R = 0.3 \sim 0.6$ 、各ロットの d (30 ~ 300mm) を代入して k_1 を算出した。 k_1 と、先に示した各樹種・等級ごとの 5% 下限値/基準強度とを比較することにより、適切な s_R を提案した。

$$k_1 = \begin{cases} 1, & (d \leq 150) \\ \left(\frac{150}{d} \right)^{s_R}, & (d > 150) \end{cases} \quad (10)$$

4. 結果と考察

4.1 スギ E70 による各寸法効果パラメータが曲げ強度に及ぼす影響

Fig. 3 に、スギ E70 における、a) 材せい d が一定の場合のスパン L と曲げ強度との関係、b) L が一定の場合の d と曲げ強度との関係、c) L/d が一定の場合の d と曲げ強度との関係を示す。また、本報、ASTM D1990、EN 384、Fernández-Golfín ら (2002) がまとめた文献値による寸法効果パラメータを Table 2 に示す。Fig. 3 に示すように、各寸法効果パラメータは長尾ら (2014) と同様の方法で求めた。すなわち、 L または d を x 軸に、曲げ強度を y 軸にとり、累乗近似式 $y=ax^b$ をモデルとする回帰分析によって係数 a と b を求めた。寸法効果パラメータの値は係数 b の絶対値に相当する。

Table 2 から、 d が一定の場合の L の寸法効果パラメータ s_L について、本報の 0.153 は、ASTM D1990 や文献値と近い値にあった。 L が一定の場合の d の寸法効果パラメータ s_d について、本報の 0.227 は、ASTM D1990 の 0.29 よりもやや小さかったが、文献値の範囲内であった。 L/d が一定の場合の寸法効果パラメータ s_R について、本報の値 0.285 は、EN 384、ASTM D1990、文献値の概ね 0.2 ~ 0.5 の範囲内であった。長尾ら (2014) の $L/d=18$ における $s_R=0.25 \sim 0.35$ と概ね一致した。また、ASTM D1990 などでは s_d と s_L は独立したものと考え、 s_R は両者を足したものになっているが、各パラメータを別々に算出した本報の $s_R=0.285$ は、 s_d と s_L の合計 0.38 よりも小さかった。

また、(6) 式を用いて標準荷重条件以外のスギ E70

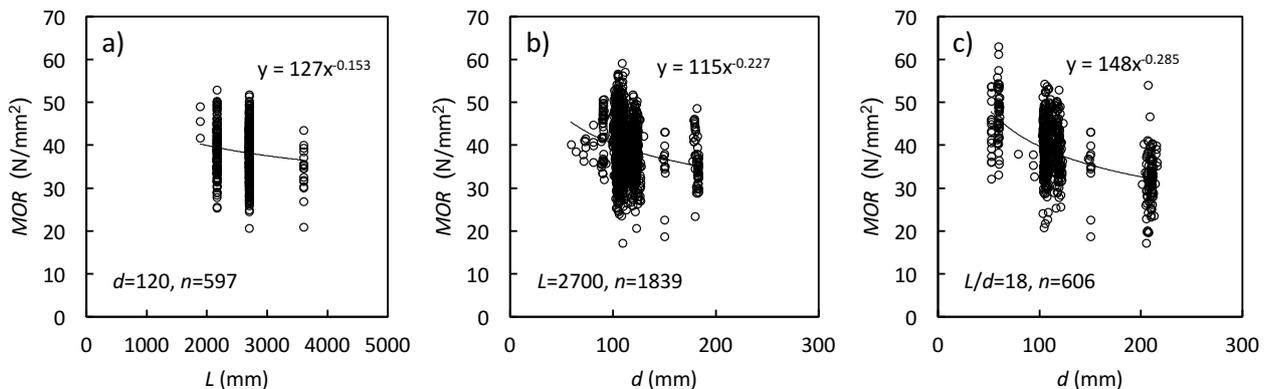


Fig. 3. スギ E70 における、a) 材せい d が一定の場合のスパン L と曲げ強度との関係、b) L が一定の場合の d と曲げ強度との関係、c) L/d が一定の場合の d と曲げ強度との関係

a) Relationship between the span, L , and bending strength, MOR , with the constant specimen depth, d , b) relationship between d and MOR with constant L , and c) relationship between d and MOR with constant L/d , of the E70 grade sugi (Japanese cedar).

Symbol: n , number of specimens.

Table 2. 本報、ASTM D1990、EN 384、文献の寸法効果パラメータ
Size effect parameters from this study, ASTM D1990, EN 384, and from the literature.

| | Length effect with constant depth, s_L | Depth effect with constant length, s_d | Depth and length effect with constant L/d , s_R |
|----------------------------|--|--|---|
| Sugi E70 (this study) | 0.153 ($d = 120$) | 0.227 ($L = 2700$) | 0.285 ($L/d = 18$) |
| ASTM D1990 | 0.14 | 0.29 | 0.43 ($L/d = 17$) |
| EN 384 | | | 0.20 ($L/d = 18$) |
| Barrett and Fewell (1990) | 0.17 | 0.23 | 0.4 |
| Madsen (1992) | 0.2 | 0 | 0.2 |
| Ehlbeck and Colling (1990) | 0.15 | 0.15 | 0.3 |
| Bury (1981) | | | 0.4 |
| Fewell and Curry (1983) | | | 0.39 |
| Barrett and Griffin (1989) | | | 0.46 |
| Johnson et al. (1989) | | | 0.4 |

Symbols: d , specimen depth; L , span.

Note: The test conditions are shown in parentheses.

の曲げ強度を標準荷重条件へ調整した結果、合計 3233 体の曲げ強度が得られた。この曲げ強度を用いて Fig. 3 c) と同様のグラフを描いたところ、 $s_R=0.267$ となった。これは標準荷重条件による曲げ試験のみの値である $s_R=0.285$ と概ね一致し、EN 384 による (6) 式は荷重条件の調整法として有効であることがわかった。

4.2 基準強度に対する寸法調整係数と 5% 下限値/基準強度との比較

材せい d と、各樹種・等級ごとの 5% 下限値/基準強度および標準荷重条件における寸法調整係数 k_1 との関係、Fig. 4 に示す。まず、5% 下限値/基準強度は、非常にばらつきが大きい結果となったものの、 d が 30 ~ 105mm あたりまでは 1 より大きい値を、 d が 120 ~ 180mm あたりは 1 に近い値を、 d が 210mm を超えると 1 より小さくかつ減少傾向を示した。 d が 150mm 前後での 5% 下限値/基準強度は概ね 1 に近い値が得られたことから、本報で標準材せいを 150mm としたことは概ね適切であったと考えられた。次に、 k_1 について、 k_1 は d が 150mm までは一定であるが、150mm を超えると低下し、その低下度合いは s_R が大きくなるほど増加する。5% 下限値/基準強度と k_1 とを比較すると、 d が 150mm を超える範囲において、 k_1 は 1 より小さくかつ s_R が大きくなるほど小さくなるが、 s_R が 0.3 ~ 0.6 のとき、5% 下限値/基準強度と概ね一致した。

ここで、 d が 150mm 以上のデータ (外れ値であるアカマツ $d=240$ mm のプロットを除く) を回帰分析して

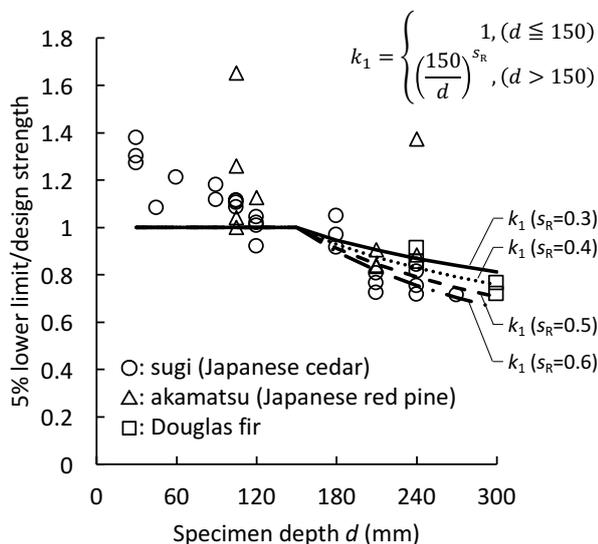


Fig. 4. 材せい d と、各樹種・等級ごとの 5% 下限値を基準強度で除したものとおよび k_1 との関係
Relationship between the specimen depth and 5% lower limit/design strength and the size effect factor.

Symbols: k_1 , size adjustment factor; s_R , size effect parameter with constant L/d ; L , span; d , specimen depth.

s_R を求めた結果、 $s_R=0.482$ となり、これは $s_R=0.4$ と 0.5 の間に位置していた。そのため、製材の日本農林規格に対応する基準強度を材せいに応じて低減するための係数 k_1 にかかる寸法効果パラメータ s_R は 0.4 ~ 0.5 程度とするのが適当であると考えられた。

5. 結論

アメリカやヨーロッパとは異なり、わが国の製材の日本農林規格に対応する基準強度に対しては、寸法の増加に伴い基準強度を低減する調整係数に相当するものは存在しない。今後、丸太の大径化に伴い、これまでより材せいの大きい製材品の利用が増加することが予想される。したがって、寸法効果の影響を考えると、材せいの大きい製材品に対して従来の基準強度を用いることに対する懸念が生じる。そこで、『製材品の強度性能に関するデータベース』データ集<8>』に集積された曲げ強度のデータを用いて、寸法効果の影響を調べるとともに寸法効果パラメータの値について検討した。

まず、スギの曲げヤング係数を含み率 15%、スパンを材せいの 18 倍とした 3 等分点 4 点荷重方式の標準荷重条件に調整し、等級区分を行なった。この結果、最もデータ数の多かったスギ E70 のうち、標準荷重条件によって曲げ試験が行われた 2881 体の曲げ強度を含み率 15% 時の値に調整し、スパン、材せい、スパン/材せい比が一定の場合の各寸法効果パラメータを算出した。その結果、スギ E70 の寸法効果パラメータは文献値と概ね近い値にあった。

さらに、基準強度を材せいに応じて低減するための標準荷重条件における寸法調整係数 k_1 について検討した。まず、スギに加えて、アカマツ、ベイマツの曲げヤング係数と曲げ強度を含み率 15% および標準荷重条件の値に調整した。曲げヤング係数に基づき等級区分し、樹種、等級、材せい d ごとに曲げ強度の 5% 下限値を求め、製材の日本農林規格に対応する基準強度との比 (5% 下限値/基準強度) を算出した。次に、標準材せい d_0 を 150mm とし、 d が 30 ~ 300mm、寸法効果パラメータ s_R が 0.3 ~ 0.6 の場合の寸法調整係数 k_1 をそれぞれ算出し、5% 下限値/基準強度と比較した。その結果、 s_R は 0.4 ~ 0.5 程度にするのが適当であると考えられた。

謝辞

本報は、日本建築学会木質構造運営委員会木質材料強度検証小委員会 (2016 年 4 月 ~ 2020 年 3 月、主査: 中島史郎) の一環として行ったものである。また、「製材品の強度性能に関するデータベース」の参画機関である公立試験研究機関の担当者の方々に感謝する。

引用文献

- ASTM International (1998) ASTM D2915 – 98 Standard practice for evaluating allowable properties for grades of structural lumber.
- ASTM International (2011) ASTM D245 – 06 (Reapproved 2011) Standard practice for establishing structural grades and related allowable properties for visually graded lumber.
- ASTM International (2016) ASTM D1990 – 16 Standard practice for establishing allowable properties for visually-graded dimension lumber from in-grade tests of full-size specimens.
- Barrett, J. D. and Fewell, A. R. (1990) Size factors for the bending and tension strength of structural timber. Proceedings of CIB-W18 Meeting 23, Paper 23-10-3.
- Barrett, J. D. and Griffin, H. (1989) Size effects and property relationships for Canadian 2-inch dimension lumber. Proceedings of CIB-W18 Meeting 22, Paper 22-6-1.
- Bury, K.V. (1981) Statistical analysis of NLGA bending tests. University of British Columbia.
- Ehlbeck, J. and Colling, F. (1990) Bending strength of glulam beams – A design proposal – Proceedings of CIB-W18 Meeting 23, Paper 23-12-1.
- European Committee for Standardization (2004) EN 384:2004 Structural timber – Determination of characteristic values of mechanical properties and density.
- European Committee for Standardization (2016) EN 384:2016 Structural timber – Determination of characteristic values of mechanical properties and density.
- Fernández-Golfín, J. I., Hermoso, E. and Díez, M. R. (2002) Analysis of the effect of volume on the bending strength of the spanish scot and laricio pine timber. *Materiales de Construcción*, 334, 43-55.
- Fewell, A. R. and Curry, W. J. (1983) Depth factor adjustments in the determination of characteristic bending stresses for visually graded timber. *Structural Engineer*, 61B, No. 2.
- 井道 裕史 (2018) 我が国の製材規格と許容応力度の変遷. 森林総合研究所研究報告, 17 (1), 1-33.
- 飯島 泰男・園田 里見・青井 秀樹 (2011) 構造用木材の強度評価法および基準値算出法. 日本住宅・木材技術センター “構造用木材の強度試験マニュアル”, 88-92.
- Johnson, L. A., Evans, J. W. and Green, D.W. (1989) Volume effect adjustments for the in-grade data. In-grade testing of structural lumber. Forest Products Research Society, Proceedings No. 47363.
- 建設大臣官房技術調査室 (1992) I. 木材の機械的強度等級区分法 (案). “建設省総合技術開発プロジェクト 新木造建築技術の開発 報告書 第2巻 構造設計に関する技術開発”, 1-5.
- 建設省 (2000) 平成12年5月31日建設省告示第1452号. 木材の基準強度 F_c 、 F_t 、 F_b 及び F_s を定める件. (最終改正: 平成27年8月4日国土交通省告示第910号).
- 強度性能研究会事務局 (2013) “「製材品の強度性能に関するデータベース」データ集<8>”, 54pp.
- Madsen, B. (1992) *Structural behaviour of timber*. Timber Engineering Ltd, 405pp.
- 長尾 博文・井道 裕史・加藤 英雄・三浦 祥子・下田 優子 (2014) スギ製材の曲げ強度に対する寸法効果 材せいと材幅の影響. 木材学会誌, 60 (2), 100-106.
- 中井 孝・藤井 毅・鈴木 秀三・長尾 博文 (2006) 4. 材料の許容応力度および弾性係数. “木質構造設計規準・同解説 一許容応力度・許容耐力設計法一”, 日本建築学会, 149-168.
- 中島 史郎 (2001) 6.4.5 寸法効果に対する評価. 国土交通省建築研究所編著 “改正建築基準法の構造関係規定の技術的背景”, ぎょうせい, 208-210.
- 中村 昇 (2004a) 木質構造のここが分からない 第1回 一寸法効果 その1 一. *Journal of Timber Engineering*, 17 (3), 60-63.
- 中村 昇 (2004b) 木質構造のここが分からない 第2回 一寸法効果 その2 一. *Journal of Timber Engineering*, 17 (4), 87-92.
- 農林水産省 (1974) 昭和49年7月8日農林水産省告示第600号. 枠組壁工法構造用製材及び枠組壁工法構造用たて継ぎ材の日本農林規格. (最終改正: 令和元年6月27日農林水産省告示第475号).
- 農林水産省 (2007) 平成19年8月29日農林水産省告示第1083号. 製材の日本農林規格. (最終改正: 令和元年8月15日農林水産省告示第661号).
- 林野庁 (2018) “平成30年版 森林・林業白書”, 全国林業改良普及協会, 15.
- 鈴木 直之 (1997) 木材強度の寸法効果. *木材工業*, 52 (6), 278-282.
- 宇京 齊一郎 (2015) 寸法効果. 中村 昇他編 “ティンバーメカニクス 木材の力学理論と応用”, 海青社, 18-25.

Influence of the size effect parameter on the bending strength of lumber

Hirofumi IDO ^{1)*}, Hideo KATO ¹⁾ and Hirofumi NAGAO ¹⁾

Abstract

The purpose of this study was to determine the size effect parameter for the design strength that corresponds to the Japanese Agricultural Standard for lumber. This was performed using an existing database that contains lumber strength properties. Initially, each size effect parameter for the constant span, specimen depth, and span/specimen depth ratio of the E70 grade sugi (Japanese cedar) was obtained using its bending strength, and each size effect parameter was confirmed to agree with the values reported in previous studies. Then, the size effect factor was considered with an objective to reduce the design strength based on the specimen depth. The bending strengths of sugi, akamatsu (Japanese red pine), and Douglas fir were adjusted to the values under the standard loading conditions using an existing adjustment formula. In addition, the 5% lower limit of the bending strength was obtained for each species, grade, and specimen depth. The ratio of the 5% lower limit of bending strength and the design strength corresponding to the Japanese Agricultural Standard for lumber (5% lower limit/design strength) was calculated and compared with the size adjustment factor for the standard specimen depth of 150 mm. Thus, under the standard loading conditions, it was inferred that the value of the size effect parameter for the size adjustment factor was approximately 0.4–0.5.

Key words: size effect parameter, size adjustment factor, bending strength, lumber, database

Received 13 June 2019, Accepted 18 December 2019

1) Department of Wood Engineering, Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI)

* Department of Wood Engineering, FFPRI, 1 Matsunosato, Tsukuba, Ibaraki, 305-8687 JAPAN; e-mail: ido@ffpri.affrc.go.jp

論文 (Original article)

¹³⁷Cs concentrations in the pollen of sugi (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) over 5 years following the 2011 Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident in Fukushima Prefecture

Yoshiyuki KIYONO ^{1)*}, Akio AKAMA ²⁾, Tatsuro KANAZASHI ³⁾, Koji SHICHI ⁴⁾,
Teiji KONDO ⁵⁾, Hiroshi HOSHI ⁶⁾, Noritsugu KURAMOTO ⁵⁾,
Yoshitake FUJISAWA ⁷⁾ and Shigeo KURAMOTO ⁸⁾

Abstract

We aimed to estimate the amount of radiocesium re-dispersed by sugi (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) pollen release accurately based on measurements of sugi male flowers before pollen release. We measured the biomass and cesium-137 (¹³⁷Cs) concentrations in male flowers and sugi pollen in November (shortly after pollen maturity), and in the following February (shortly before pollen release), in forests impacted by the 2011 Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident. Pollen accounted for *ca.* 1/3 of male flower biomass and the ¹³⁷Cs concentrations were not significantly different between male flowers and pollen in November in the Koriyama sugi forest. The regression relationship between male flower and pollen ¹³⁷Cs concentrations was used to calculate pollen ¹³⁷Cs concentrations for every November–December period in the years 2011–2015 at 21 localities in Fukushima Prefecture. The sugi pollen ¹³⁷Cs concentration declined year on year. The concentration in the spring of 2016 was *ca.* 8% of the concentration in spring 2012. The calculated ¹³⁷Cs T_{ag} (aggregated transfer factor) for the transmission of ¹³⁷Cs from the environment to pollen was 0.0203 m² dry kg⁻¹ in February 2012 and 0.00168 m² dry kg⁻¹ in February 2016, based on data available in the MEXT ¹³⁷Cs deposition quantity distribution map.

Key words: Deposition, distribution map, male flower, phenology, radiocesium, T_{ag} (aggregated transfer factor), yearly variation in pollen production

1. Introduction

Radiocesium is contained in flowers (Barišić et al. 1992, Molzahn and Assmann-Werthmüller 1993). After the 2011 TEPCO Fukushima Daiichi Nuclear Power Station (FDNPS) accident, airborne pollen (Bunzl et al. 1993) was identified as a dispersal vector of radiocesium (Ministry of Agriculture Forestry and Fisheries [MAFF] 2011, Tokuma Shoten 2011, TV Asahi 2011). Igarashi et al. (2019) also reported fungal spore involvement in the re-suspension of cesium-137 (¹³⁷Cs) during summer. Many sugi (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) trees grow in Fukushima Prefecture, which is of concern because their pollen can be inhaled by humans within the vicinity of the trees. The internal radiation dosage that results from breathing inhalation has been calculated for people living in Tokyo (MAFF 2011, Tsuruoka et al. 2015). Male sugi flowers are formed on current-year leaves in the June–August period. Pollen matures

in mid to late October (Forestry Agency 2007) and becomes nutritionally independent in male flowers by November. Subsequently, male flowers enter dormancy and mature after this dormancy is broken by winter cold. Pollen is usually released from mid to late February in Fukushima Prefecture (Ministry of the Environment 2018). Pollen production fluctuates greatly from year to year (Yokoyama and Kanazashi 1999, Kajimoto and Fukushima 2015); the ability to predict pollen production is an important element of measures used to combat sugi-pollinosis (hay fever). Male flowers are usually observed in monitored forests from November to December (Teiten-sugi-rin, National Forestry Extension Association in Japan 2017, Ministry of the Environment 2016), when they are readily observable in tree crowns. The quantity of male flowers that will release pollen in the following spring was estimated during the monitoring procedure. However, the relationship between the observed

Received 13 August 2019, Accepted 18 December 2019

1) Department of Plant Ecology, Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI)

2) Center for Forest Restoration and Radioecology, FFPRI

3) Former FFPRI

4) Shikoku Research Center, FFPRI

5) Forest Tree Breeding Center, FFPRI

6) Former Forest Tree Breeding Center, FFPRI

7) Kagoshima University

8) Department of Forest Vegetation, FFPRI

* Department of Plant Ecology, FFPRI, 1 Matsunosato, Tsukuba, Ibaraki, 305-8687 JAPAN; e-mail: kiono@ffpri.affrc.go.jp

male flower mass and the ^{137}Cs content of these flowers when the pollen is released in the following spring remains unclear. MAFF (2011) assumed that pollen mass accounts for *ca.* half of the observed male flower biomass, and that the ^{137}Cs concentrations of male flowers and pollen were identical. However, there are no data to verify these assumptions. Quantification of pollen/male flower biomass and ^{137}Cs concentration ratios will enable accurate calculation of the re-dispersal of ^{137}Cs mass by pollen based on measurements of male flowers prior to pollen release.

We conducted measurements of sugi male flowers in a forest located in Koriyama, Fukushima Prefecture on six occasions (November 2011, February and November 2012, February 2013, November 2015, February 2016) (Fig. 1, Δ). This forest was exposed to radiation released in the FDNPS accident. Subsequently, we examined the relationships among biomass and ^{137}Cs concentrations in male flowers and mature pollen in November. We estimated the ^{137}Cs concentration of sugi pollen dispersed in the spring in the 2012–2016 period based on these relationships and the measured ^{137}Cs concentrations in male flowers collected in the sugi forests (Fig. 1, \bullet) at diverse locations in Fukushima Prefecture, in the November–December period in each year between 2011 and 2015 (2011 data provided by the Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI) research project grant ‘Methodology development for estimating radiocesium concentration in sugi pollen, #201128’; data for

2012–2015 provided by the Forestry Agency research project grant ‘Understanding actual condition of radioactive substance in forest’). We also estimated the ^{137}Cs T_{ag} (aggregated transfer factor) for the transmission of ^{137}Cs from the environment to sugi pollen.



Fig. 1. Locations of sugi (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) forests that were surveyed.

Δ , location (Koriyama) at which the cesium-137 (^{137}Cs) concentrations and biomasses of sugi male flower parts were measured. \bullet , locations at which yearly changes in sugi male flower ^{137}Cs concentrations were measured.

Table 1. Measured biomasses and ^{137}Cs concentrations in sugi (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) male flower parts.

| | 2011.11 | 2012.2 | 2012.11 | 2013.2 | 2016.11 | 2017.2 | |
|--|-------------------------------|---|--|--|---|---|-----------------------------------|
| Pollen/male flower biomass ratio (g g^{-1}) | - | - | - | - | $0.32 \pm 0.05^{\text{a}}$ | $0.48 \pm 0.06^{\text{b}}$ | |
| Male flower biomass ($\text{g 100 male flowers}^{-1}$) | - | - | - | - | 1.756 | 1.180 ± 0.181 | |
| Pollen biomass ($\text{g 100 male flowers}^{-1}$) | - | - | - | - | 0.561 | 0.561 ± 0.074 | |
| Male flower husk ¹ biomass ($\text{g 100 male flowers}^{-1}$) | - | - | - | - | 1.196 | 0.620 ± 0.149 | |
| ^{137}Cs concentration (Bq dry kg^{-1}) | Male flower | 565 | $1792 \pm 487^{\text{a}}$ | $^{\text{A}}231 \pm 85^{\text{b}}$ | - | 51 | $59 \pm 52^{\text{c}}$ |
| | Pollen | - | $686 \pm 292^{\text{a}}$ | - | $^{\text{A}}284 \pm 210^{\text{b}}$ | - | $^{\text{A}}53 \pm 55^{\text{c}}$ |
| | Male flower husk ¹ | - | $3256 \pm 1256^{\text{a}}$ | - | $379 \pm 310^{\text{b}}$ | - | $64 \pm 48^{\text{c}}$ |
| | Current-year leaf | 1430 | - | $^{\text{A}}275 \pm 86^{\text{a}}$ | $^{\text{A}}349 \pm 227^{\text{a}}$ | - | $^{\text{A}}40 \pm 27^{\text{b}}$ |
| Ratio of ^{137}Cs concentration in February pollen/ ^{137}Cs concentration in previous November male flowers | 1.21 | | 1.19 | | 1.04 | | |
| <i>Cryptomeria japonica</i> var. <i>japonica</i> clone | Combined | Soma 5, Soma 9, Futaba 4, Iwaki 2, Yama 1, and Minamiaizu 5 | Soma 1, Iwaki 1, Iwaki 7, Minamiaizu 7, and Ken-misho | Soma 1, Iwaki 1, Iwaki 7, Minamiaizu 7, and Ken-misho | Soma 1, Soma 9, Futaba 4, Iwaki 1, Iwaki 7, and Yama 1. Combined for ^{137}Cs | Soma 1, Soma 9, Futaba 4, Iwaki 1, Iwaki 7, and Yama 1 | |

Different lower case superscript letters identify significant pairwise differences between means in rows (*t*-test; $P < 0.05$). Different upper case letters identify significant pairwise differences between means in columns (paired *t*-test; $P < 0.05$).

¹, including anther.

2. Materials and methods

2.1 Biomass and ¹³⁷Cs concentrations in sugi male flowers and pollen in November and the following February

Male flowers and current-year leaves were collected in November 2011 from several flowering plus-tree clones of sugi (Table 1) that had been planted in the progeny test demonstration forest [established in 1969, Kawakami (2000)] of the Fukushima Prefectural Forestry Research Centre (Koriyama City, Fig. 1, Δ). Here, we define sugi leaves as young stems and branches covered with live needle-like leaves (Kiyono and Akama 2016). Under this definition, some sugi leaves grow into stems or branches following the development of xylem. Male flowers were collected in February 2012 from six clones: Soma 5, Soma 9, Futaba 4, Iwaki 2, Yama 1, and Minamiaizu 5 (Table 1). Sun-exposed lower branches of trees on the forest edge *ca.* 0.6 m long bearing leaves and male flowers were collected (as on all subsequent occasions) and transferred to water-filled plastic crates for separate collection of pollen and other male flower organs (referred to hereafter as “male flower husk”) (Fig. 2). Male flowers and current leaves were collected in November 2012 from four clones, Soma 1, Iwaki 1, Iwaki 7, and Minamiaizu 7, and from a non-clone sugi tree grown from a seedling (Ken-misho, referred to hereafter as a “clone temporarily”). In February 2013, pollen, male flower husks, and current-year leaves were collected from the same five clones via the procedure used in February 2012. In November 2016 and February 2017, male flowers were collected from six clones: Soma 1, Soma 9, Futaba 4, Iwaki 1, Iwaki 7 and Yama 1 (Table 1). In February 2017, the branches of each clone were cut and stood in water for collection of pollen, male flower husks, and current-year leaves. We counted the number of male flower husks on each clone on this occasion. We sampled six sugi clones in February 2012, five during the second procedure (November 2012/February 2013), and six during the third procedure (November 2016/February 2017). None of the clones bloomed well on all three occasions, likely a reflection of the annual fluctuation in sugi male flower formation and genetic variability. However three clones bloomed to the same extent on the first and third occasions, and on the second and third occasions. The provenances of the 10 clones were as follows: 7 from Hamadori, 1 from Nakadori, and 2 from Aizu, *i.e.*, primarily from Hamadori, but spread throughout Fukushima Prefecture. The clones selected were considered representative of the sugi trees impacted by the FDNPS accident.

Collected and dried male flowers, pollen, male flower husks, and current-year leaves of each clone were packed separately in U-8 containers. The ¹³⁷Cs concentrations were measured using a high-purity germanium (HPGe) coaxial detector system at the FFPRI. In 2011 and 2016, the male flowers from multiple clones were combined into single samples. The ¹³⁷Cs concentrations in the samples prepared in November 2011 and February 2012 were

measured by the Japan Frozen Foods Inspection Corporation (JFFIC); measurements of the remaining samples were obtained by the FFPRI. Measured values were standardized to zero moisture content based on our measurements of moisture content in the samples. We selected three medium-sized male flowers as samples from each clone in November 2016 and February 2017, and dissected out the pollen and male flower husk with needles under a stereoscopic microscope (SMZ 800-1; Nikon). Anthers were included with the male flower husks. In November, a large amount of resin was observed in the resin paths of the husks, and the removed pollen grains were often smeared with this resin. In February, the amount of resin was reduced and pollen/male flower husk separation was relatively easy. The masses of the pollen and male flower husks were measured using an electronic balance (XS 205 DU; Mettler Toledo; max weight, 81/220 g, *d* = 0.01 mg/0.1 mg) and then standardized to zero moisture content.

The numbers of male flowers were not counted in November 2011, February 2012, November 2012, or February 2013. The measured values for pollen, male flower husks, and male flower biomasses per male flower obtained in November 2016 were used as proxy data for November 2011 and November 2012. Likewise, measurements made in February 2017 were used as proxy data for February 2012 and February 2013. Since the pollen biomasses and ¹³⁷Cs concentrations were not different between November and the following February, the ¹³⁷Cs concentrations of male flower husks in November 2011 and November 2012 were calculated from the ¹³⁷Cs concentrations



Fig. 2. Procedure for collecting *Cryptomeria japonica* var. *japonica* pollen from branches held standing in water-filled crates.

Branches were separately wrapped in bags of glassine paper (used to reduce static electricity) (18 × 38 cm, Rizo, Inc.; <http://www.rizo.co.jp/crossingbag.html>). The bag openings were closed with cotton and copper wire, after which the branches were transferred to water-filled crates in a laboratory held at *ca.* 23°C during working hours (8:30–17:15) on weekdays. The water level in the crates was maintained over time. Most pollen was released into the bags within 3 weeks.

of male flowers (measured in each November) and pollen (measured in each following February), and the pollen/male flower biomass ratio measured in November 2016. The male flower ^{137}Cs concentration in February 2013 was estimated from (i) the pollen and male flower husk ^{137}Cs concentrations at that time and (ii) the pollen/male flower biomass ratio measured in February 2017. Using these calculated values, the pollen, male flower husk, and male flower ^{137}Cs contents (product of biomass and ^{137}Cs concentration) were estimated for November 2011, February and November 2012, and February 2013.

2.2 Estimating the ^{137}Cs concentration in sugi pollen released in spring during the period 2012–2016

FFPRI and MAFF collected male sugi flowers in the November–December period of every year between 2011 (132 localities in sugi forests) and 2015 (21 localities) in Fukushima Prefecture, and measured the ^{137}Cs concentrations in the tissues (Akama et al. 2013, Akama et al. 2017). Leaves have also been collected since 2012. In our work, we selected 21 localities (Fig. 1, ●) in which the survey continued for 5 years, to identify inter-annual changes in ^{137}Cs concentrations. Sugi trees from which samples were collected were not necessarily those sampled in the previous years.

The 21 localities in our study had 14 granite and other plutonic rock types, 3 sedimentary rocks, 2 metamorphic rocks, 1 igneous rock type, and 1 Jurassic accretionary complex (Geological Survey of Japan 2014). The pollen/male flower ^{137}Cs concentration ratio obtained in the Fukushima Prefectural Forestry Research Centre forest was used in the calculations to estimate the pollen ^{137}Cs concentrations over 5 years. A few male flowers dropped during the period from male flower maturity to pollen release, but we did not consider the implications of this phenomenon.

2.3 Transmission of ^{137}Cs to sugi pollen

The ^{137}Cs deposition data after July 2, 2011 in the 21 localities (Fig. 1) were obtained from a distribution map of ^{137}Cs deposition in the region (Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology, MEXT 2018). The mean value between the upper and lower limits of a given deposition class constituted the deposition value and was used in the analyses. The sugi pollen ^{137}Cs concentration (see 2.2)/ ^{137}Cs deposition ratio was determined for each year in the period 2012–2016 to provide ^{137}Cs aggregated transfer factors (T_{ags}) for ^{137}Cs transmission from the environment to sugi pollen.

Decay corrections for all ^{137}Cs concentrations were made on 1 February 2017. We used an online tool (<http://www.civilworks.jp/freetool/freetool.htm#normal>) to test the normality of the data distribution.

3. Results

3.1 Biomass and ^{137}Cs concentrations in sugi male flowers and pollen in each November and each following February

Biomass per male flower decreased between each November and each following February (Fig. 3a). Since we assumed the pollen status to be unchanged, the male flower husk biomass therefore decreased. The ratio of pollen biomass to male flower biomass increased as male flowers matured: 0.32 ± 0.05 in November and 0.48 ± 0.06 in February (Table 1) ($P < 0.0001$, $n = 6$). The male flower ^{137}Cs concentration was higher in each February than in each previous November (Fig. 3b) due to the increase in ^{137}Cs concentration in the male flower husk. The increase in the period November 2011–February 2012 was especially large. The quantities of ^{137}Cs per male flower and per male flower husk increased in the period November 2011–February 2012 (Fig. 3c), but were lower in the periods November 2012–February 2013 and November 2016–February 2017. We found no significant difference in the current-year leaf ^{137}Cs concentration between November 2012 and February 2013 (Fig. 3d, Table 1).

Both the concentrations and quantities of ^{137}Cs decreased (Fig. 3b,c; Table 1) year on year. The decline was rapid immediately after the accident. Similar trends in ^{137}Cs concentration occurred in the current-year leaves (Fig. 3d, Table 1).

The ^{137}Cs concentrations were not significantly different between (a) November 2012 male flowers and current-year leaves and (b) February 2013 pollen (paired t -tests, $P = 0.152$ – 0.898 , $n = 5$, Fig. 3b,d).

The pollen/male flower ^{137}Cs concentration ratios were high in November and low in the following February (Fig. 4), reflecting the increase in ^{137}Cs concentration in male flower husks from November through the following February. The difference in ^{137}Cs concentration ratio between November and the following February was smaller in later years. The pollen/November male flower ^{137}Cs concentration ratio was *ca.* 1.2 in the first and second years after the FDNPS accident and close to 1.0 in the fifth year (Table 1). Using the duration of time after the accident as a parameter, we constructed a regression model to calculate the pollen/November male flower ^{137}Cs concentration ratio:

$$\text{Pollen/November male flower } ^{137}\text{Cs concentration ratio} = 1.27 \exp(-0.0000895T); (R^2 = 0.9292, P = 0.171, n = 3) \quad (1)$$

where T is the number of days since March 11, 2011.

Since there were so few data points ($n = 3$), the slope of the regression line was not significant, but the coefficient of determination (R^2) was large.

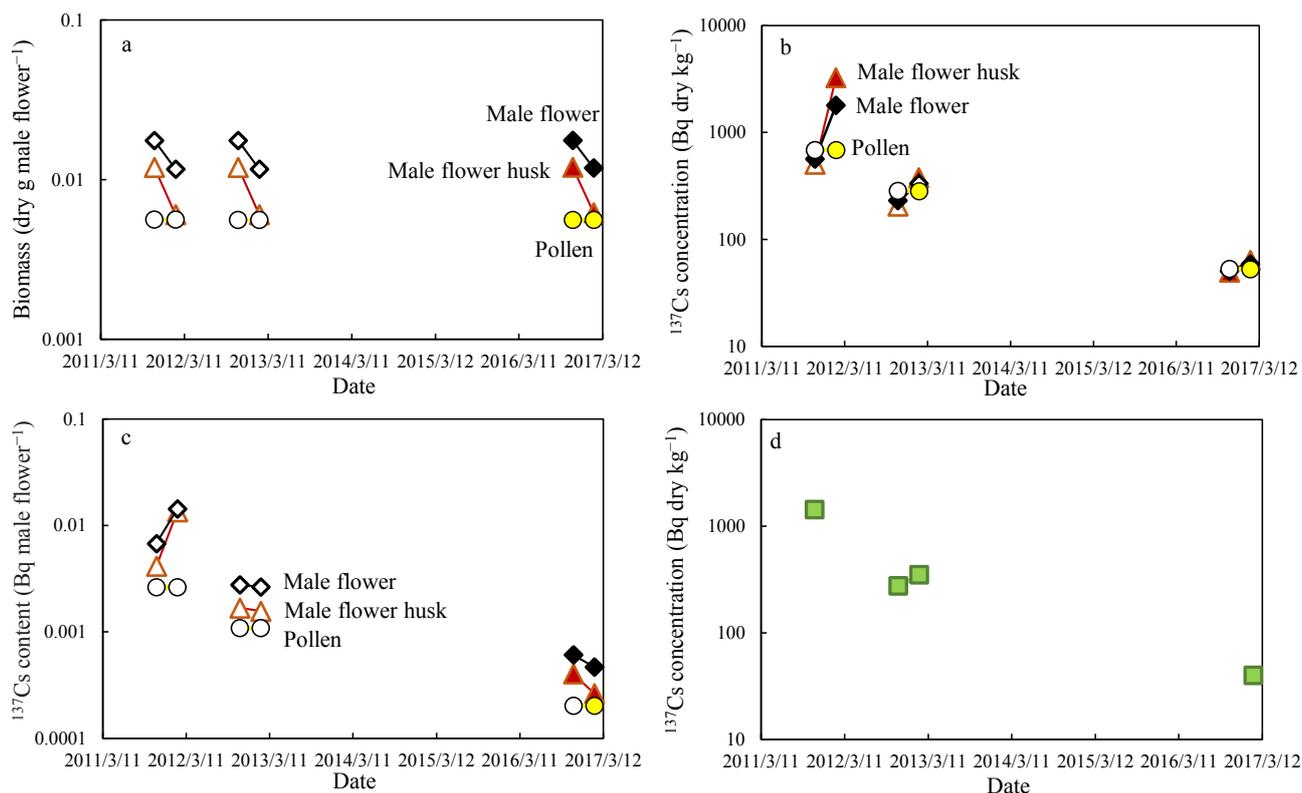


Fig. 3. Temporal changes in (a) biomass, (b) ¹³⁷Cs concentration, and (c) the contents of ¹³⁷Cs in pollen, male flower husks, and male flowers; (d) current-year leaf ¹³⁷Cs concentration in *Cryptomeria japonica* var. *japonica*.
 ● ○ Pollen, ▲ △ Male flower husk, ◆ ◇ Male flower, ■ Current-year leaf. Closed symbols represent measured values and open symbols are estimates.

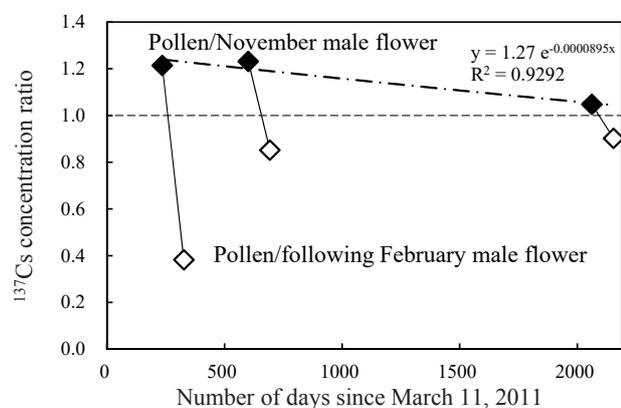


Fig. 4. Temporal changes in *Cryptomeria japonica* var. *japonica* pollen/male flower ¹³⁷Cs concentration ratios.
 ◆ Pollen/November male flower ¹³⁷Cs concentration ratio, ◇ pollen/February male flower ¹³⁷Cs concentration ratio.

3.2 Estimating the ¹³⁷Cs concentration in sugi pollen released in spring during the period 2012–2016

The sugi male flower and current-year leaf ¹³⁷Cs concentration data for Fukushima Prefecture were not normally distributed in any of the years; the distributions may have been lognormal (D’Agostino-Pearson test, $K^2 < 5.991$, $P > 0.050$; Anderson and Darling test, $A^2 < 0.752$).

When we divided the 21 localities into (a) 11 with high male flower ¹³⁷Cs concentrations (2,600–130,000 Bq dry kg⁻¹) in the period November–December 2011 and (b) 10 with low ¹³⁷Cs concentrations (97–2,500 Bq dry kg⁻¹), we found that the logarithmic-mean ¹³⁷Cs concentrations of male flowers and current-year leaves decreased over time (Fig. 5a,b). The trends were similar between the two categories of localities: the mean concentration decreased exponentially with time. We therefore calculated the logarithmic means and standard deviations (SD) of the male flower ¹³⁷Cs concentrations across the pooled set of localities (Fig. 6).

We predicted the logarithmic means (\pm SD) of current-year leaf ¹³⁷Cs concentrations, the male flower ¹³⁷Cs concentrations, and the estimated pollen ¹³⁷Cs concentrations by inserting the male flower ¹³⁷Cs concentrations into equation (1). The ¹³⁷Cs concentrations of current-year leaves, male flowers, and pollen declined over time in the November–December periods from 2011 through 2015 (Fig. 6). The ¹³⁷Cs concentrations in the three plant components varied significantly, except in 2013: male flower < pollen ($P = 0.008$ – 0.021 , $n = 21$), current-year leaf < pollen ($P = 0.006$ – 0.038 , $n = 21$).

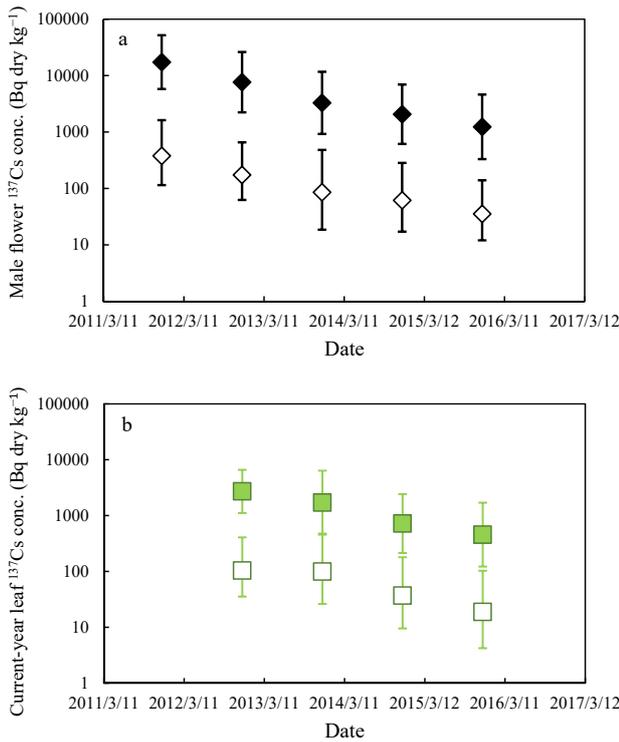


Fig. 5. Inter-annual changes in ^{137}Cs concentrations in (a) male flowers and (b) current-year leaves of *Cryptomeria japonica* var. *japonica*.
The plot provides logarithmic means \pm standard deviation (SD) of ^{137}Cs concentrations in flowers and leaves in 11 localities with high male flower ^{137}Cs concentrations (\blacklozenge , \blacksquare), and in 10 localities with low ^{137}Cs concentrations (\diamond , \square).

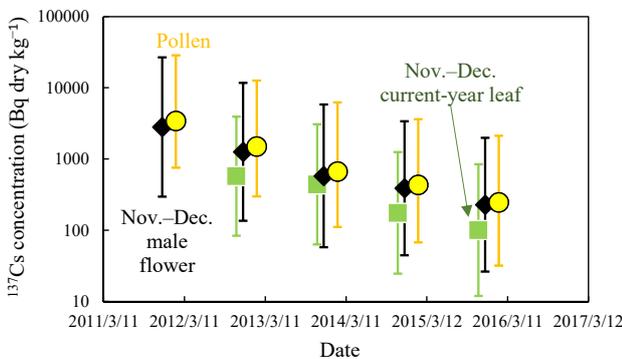


Fig. 6. Inter-annual changes in the ^{137}Cs concentrations in *Cryptomeria japonica* var. *japonica* male flowers, current-year leaves, and pollen.
The plot provides logarithmic means \pm SD of ^{137}Cs concentrations in male flowers (\blacklozenge) and current-year leaves (\blacksquare) collected in the November–December period, and in pollen (\bullet) collected in the following February in 21 sugi forest localities in Fukushima Prefecture.

3.3 ^{137}Cs aggregated transfer factors (T_{ag} s) for ^{137}Cs transmission from the environment to sugi pollen

The coefficient ^{137}Cs T_{ag} decreased exponentially over time after the accident (Fig. 7). The coefficient of variation (CV) of T_{ag} was unrelated to time since the accident ($P = 0.737$, $n =$

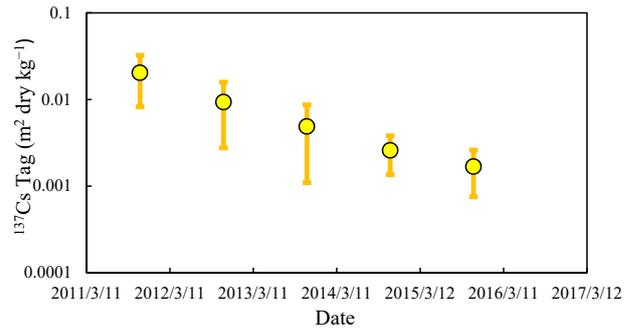


Fig. 7. ^{137}Cs point-in-time aggregated transfer factor (T_{ag}) for ^{137}Cs transmission from the environment to *Cryptomeria japonica* var. *japonica* pollen.
The plot provides logarithmic means \pm SD for the pollen ^{137}Cs concentration/deposition (MEXT 2018) ratios across 21 *C. japonica* var. *japonica* forests in Fukushima Prefecture.

5). The relationship between the T_{ag} and the quantity of ^{137}Cs deposited was not significant in any year ($P = 0.091\text{--}0.567$, $n = 21$). The T_{ag} was not significantly different between plutonic ($n = 14$) and sedimentary rocks ($n = 3$) ($P = 0.217\text{--}0.995$), and no trends were detected for igneous rocks ($n = 1$). The mean (\pm SD) T_{ag} value was $0.0203 \pm 0.0121 \text{ m}^2 \text{ dry kg}^{-1}$ in February 2012 and $0.00168 \pm 0.00926 \text{ m}^2 \text{ dry kg}^{-1}$ in February 2016.

4. Discussion

4.1 ^{137}Cs in sugi male flowers during the period between pollen maturity and pollen release

Old leaves and branches of sugi usually die in the fall (Tange et al. 1989, Kaneko et al. 1997). Before leaf death, compounds in the withering leaves are transported to the surviving organs. Since the biomass per male flower was reduced in the periods from November through the following February (Fig. 3a, Table 1), it is likely that material resorption occurred in male flowers¹⁾ as well as in leaves. The amount of resin in male flowers fell between November and the following February.

In *Osmunda japonica* (Kiyono et al. 2018a), *Petasites japonicus* (Kiyono et al. 2018b), and *Eleutherococcus sciadophylloides* (Akama and Kiyono 2015, Kiyono et al. 2019), the ^{137}Cs tends to remain in dead leaves. This has not been reported for sugi. Potassium and Cs is thought to behave similarly in sugi leaves (Yoshihara et al. 2016); we found that K concentrations in male flowers, female flowers, and leaves were higher than in trunks, branches, and roots (Appendices 1 and 2). Between November and the following February, the male flower K concentration appeared to increase in comparison with other elements, such as N (Appendix 3). We therefore propose that ^{137}Cs likely remained in the dying tissues of sugi (see Fig. 2 in Yoshihara et al. 2016).

The ^{137}Cs concentration of the male flower husks was higher in February than in the previous November (Fig. 3b, Table 1). The increase in concentration was especially large in the period

from November 2011 through the following February. The amount of ^{137}Cs in male flower husks increased over this period (Fig. 3c, Table 1). Since less than a year had passed following the accident, new ^{137}Cs absorption likely occurred through both the roots and above-ground plant surfaces (Mahara et al. 2014, Sekiyama et al. 2016, Wang et al. 2016). Consequently, the quantity of ^{137}Cs in whole individuals, and in leaves that were nutritionally close to the male flower husks, may have increased during that time. ^{137}Cs adhering to the *ante-3.11* leaves that existed before the accident (Kiyono and Akama 2016) was almost entirely lost in the 3 years following the accident due to rain wash-off and leaf death (Kiyono and Akama 2016, Yoshihara et al. 2016). A proportion of the ^{137}Cs adhering to the leaf surfaces in the November 2011–February 2012 period would have been transferred to the plant body, and probably accounts for increases in the ^{137}Cs concentration in the male flower husks after November. The increases in ^{137}Cs concentration in male flower husks between November and the following February declined over time, becoming negligible in the period from 2016 to 2017, likely because the transfer of new ^{137}Cs from the environment to sugi was reduced. Thus, the concentration in each component of the trees appeared to have stabilized.

Note 1) A similar phenomenon was observed in the fruit of *Akebia trifoliata* (Kiyono and Akama, unpublished data). The moisture content proportion in the fruit was 0.24, and the biomass was 19.6 dry g fruit⁻¹, immediately before the fruit opened. The moisture content proportion of opened fruit was 0.12 and the biomass was 9.7 dry g fruit⁻¹.

4.2 Evaluation of previous assumptions on the quantitative relationship between sugi male flowers and pollen

In a press release issued in late 2011, the MAFF (2011) assumed that pollen biomass accounted for 50% of male flower biomass. According to our findings, this was an overestimate for male flowers in the November–December period, when pollen accounted for about one third of flower biomass (Table 1). However, the assumption of the MAFF that the ^{137}Cs concentration in sugi pollen was the same as the concentration in male flowers during these months was reasonable (Table 1). Thus, the amount of ^{137}Cs contained in airborne pollen was 60–70% of the value proposed by the MAFF (2011).

4.3 Relationship between ^{137}Cs concentrations in sugi male flowers and pollen in November

We found no significant difference in ^{137}Cs concentration between male flowers and pollen in November (Fig. 3b, Table 1). Since pollen becomes nutritionally independent in the male flower by November, the ^{137}Cs concentrations in male flower husks and pollen were considered to be similar. After the male

flowers had matured, and as the resorption of materials from male flower husks to leaves progressed, the difference in ^{137}Cs concentration between pollen and male flower husks widened. We applied equation (1) (using values for male flowers in November in Fig. 6) to the male flower data for the November–December period. The pollen concentration predicted by equation (1) may be an overestimation. The coldness of winter is related to the breaking of dormancy, and warming after the dormancy break is related to the subsequent maturation of male flowers (Kanazashi et al. 2016). Since some male flowers might end dormancy in the November–December period, the rate of subsequent maturation depends to some extent on weather conditions. Hence, the pollen concentrations in Figs. 6 and 7 incorporate uncertainties resulting from differences in meteorological conditions in the sugi habitat and the year in which male flowers bloomed.

4.4 Time since the accident and the radiocesium concentration in sugi pollen

The concentration of ^{137}Cs in the current-year leaves (Appendix 4) and male flowers declined over the years after the accident (Akama et al. 2017). We found that the decline in concentration in mature pollen was similar to that in male flowers (Fig. 6). The supply of ^{137}Cs can vary by habitat soil (Saunton et al. 2003, Salt et al. 2004, Yamaguchi 2014) and geology, as found for *Eleutherococcus sciadophylloides* (Kiyono et al. 2019): shoot ^{137}Cs concentrations become higher in habitats with plutonic (Kawamata) and igneous rocks (Kaneyama) than in those with sedimentary rocks (Hirono). However, we did not detect similar habitat effects on sugi pollen in our study. The pollen ^{137}Cs concentration in February 2016 was 8% of that in February 2012 (Fig. 6). Differences in the initial ^{137}Cs concentration had little effect on the rate of decrease over time (Fig. 5). It was predicted that over 90% of ^{137}Cs in *ante-3.11* leaves would be removed within 3 years of the FDNPS accident (Kiyono and Akama 2016). Transfer from ^{137}Cs deposits in bark would have continued, even after transfer from the leaves over the short term had decreased. However, within 3 years of the FDNPS accident, the amount of ^{137}Cs in bark was less than in leaves (Kajimoto et al. 2015) and the amounts of ^{137}Cs transferred from bark would therefore be relatively small. By about March 2014, root absorption would have been the main supply source of ^{137}Cs to the plant body of sugi. The ^{137}Cs distribution in sugi wood approached an equilibrium state within 3 years of the accident (Ogawa et al. 2016), but such equilibrium state was not observed in the same period in some other sugi forests (Imamura et al. 2017, Ohashi et al. 2017).

The decrease in ^{137}Cs concentration in male flowers and pollen matched the decrease (Mahara et al. 2014, Imamura et al. 2017) in sugi leaf ^{137}Cs concentrations. However, pollen production varies greatly from year to year; summer weather conditions in

the two preceding years greatly influence the amount of pollen produced (Takahashi et al. 1996, Takahashi and Kawashima 1999, Kiyono 2010). The amount of pollen captured in Fukushima City between 2012 and 2016 was highest in 2013 (Hanako, Ministry of the Environment 2016), but we found no clear trends in the ^{137}Cs concentrations in sugi male flowers and pollen in 2013 (Figs. 3–7). The influence of fluctuations in pollen production on pollen ^{137}Cs concentration was not determined in detail in our study (see Appendix 3).

We found no significant difference in the current-year leaf ^{137}Cs concentration between November and the following February (Fig. 3d, Table 1). During this period, the current-year leaf ^{137}Cs concentration appeared more stable than the concentration in male flowers. The current-year leaf ^{137}Cs concentration in sugi forest was higher than that of pollen in November 2011, but the concentrations were not significantly different after November 2012 (Fig. 3b,d; Table 1). However, data obtained in our broad area survey over 21 localities in Fukushima prefecture showed that ^{137}Cs concentrations were low in the current year leaves in most cases since November 2012 (Figs. 5 and 6). Since concentrations in current year leaves and pollen showed similar trends over the years, the current year leaf ^{137}Cs concentration in November may be useful for estimating the ^{137}Cs concentration in pollen released in the following February. Kanasashi et al. (2015) found that within the period from November 2012 to February 2013, in regions partially overlapping those included in our study and extending over a wide area of eastern Japan (mostly in Fukushima Prefecture), the ^{137}Cs concentration in leaves was lower than concentrations in male flowers and pollen. However, the ^{137}Cs concentration at the tips of the leaves that produced male flowers was higher than the concentrations in male flowers and pollen. ^{137}Cs concentrations differ among leaf parts (Burger and Lichtscheidl 2017). Studies of leaf parts that could be used as an appropriate indicator of pollen ^{137}Cs concentration should be undertaken in future investigations.

4.5 ^{137}Cs aggregated transfer factors (T_{ag} s) for ^{137}Cs transmission from the environment to sugi pollen

The ^{137}Cs T_{ag} declined year on year from February 2012 through February 2016, and had not reached an equilibrium state by the fifth year after the FDNPS accident (Fig. 7). After the Chernobyl accident, it took 5–10 years for the movement of ^{137}Cs dispersed among trees and soils of the polluted forests to stabilize (IAEA 2009). The coefficients calculated for the unbalanced stage were accompanied by large errors (Yoshida 2012). Therefore, the values in Fig. 7 are temporal and applicable only to the relevant year. However, there were no significant inter-annual trends in ^{137}Cs T_{ag} within a deposition range of 5–4,500 kBq m^{-2} (as of July 2, 2011). Since the data on ^{137}Cs deposition covered almost all sugi forests in eastern Japan, including Fukushima Prefecture,

pollen ^{137}Cs concentrations in eastern Japan can be estimated from ^{137}Cs deposition data in the Extension Site of Distribution Map of Radiation Dose, etc./GSI Maps (MEXT 2018) and the T_{ag} for the relevant year (Fig. 7). Multiplication of these data and pollen biomass (about $\frac{1}{3}$ of the male flower biomass) provides an estimate of the ^{137}Cs content of sugi pollen in a single year over a wide area before pollen release. For example, sugi pollen released in spring 2016 from a sugi forest where the ^{137}Cs deposition was 800 kBq m^{-2} on July 2, 2011 was calculated to contain *ca.* 1,180 Bq dry kg^{-1} of ^{137}Cs based on the known ^{137}Cs deposition (704 kBq m^{-2} after attenuation correction) and a T_{ag} of 0.00168 $\text{m}^2 \text{ dry kg}^{-1}$ as of 2016.

5. Conclusions

There are few data on ^{137}Cs in flower organs. Based on the measurements made on male flowers before pollen release, we were able to more precisely estimate the amount of ^{137}Cs released by sugi pollen than previous investigations. It might be possible to estimate pollen ^{137}Cs concentration from the current-year leaf ^{137}Cs concentration, but this will require rigorous verification in future studies. The transfer of ^{137}Cs from the environment to sugi pollen had not stabilized 5 years after the accident, and further monitoring will be required to determine the ^{137}Cs T_{ag} value in the equilibrium state. The ^{137}Cs concentration of sugi pollen should be lower in the future, but pollen production fluctuates year on year, and the ^{137}Cs mass released by pollen fluctuates accordingly. The relationship between sugi pollen production and pollen ^{137}Cs content is unknown and awaits future investigations.

Acknowledgments

Special thanks are due to the staff of the former Research, Extension, and Environment Policy Division and Forest Research, Extension and Protection Division of the Private Forest Department of Japan's Forestry Agency and the Fukushima Prefectural Forestry Research Centre, particularly Mr. Norio Takanobu and Mr. Hirohisa Ito (currently at the Soso Agriculture and Forestry Office), for help during our fieldwork to collect samples. We thank Dr. Akinori Nagao (Japan Science and Technology Agency, JST) for his advice on the ecophysiology of floral initiation in sugi. We also thank the Center for Forest Restoration and Radioecology at the FFPRI for help in processing and analyzing samples with an HPGe coaxial detector system located at the FFPRI. This research was supported by research grants from the FFPRI (# 201128) and the Forestry Agency, and in part by the Priority Research Assistance Cooperator program of the JST.

Reference

- Akama, A. and Kiyono, Y. (2015) Radioactive cesium contamination of *Eleutherococcus sciadophylloides*: Comparisons between the regions of different contamination level and the seasons. *Kanto Shinrin Kenkyu*, 66(2), 225-229. (in Japanese)
- Akama, A., Kiyono, Y., Kanazashi, T. and Shichi, K. (2013) Survey of radioactive cesium contamination of sugi (*Cryptomeria japonica* D. Don) shoots and male flowers in Fukushima prefecture. *Japanese Journal of Forest Environment*, 55(2), 105-111. <http://ci.nii.ac.jp/naid/110009804563>
- Akama, A., Kiyono, Y., Shichi, K. and Kuramoto, S. (2017) Radiocesium in sugi male flowers in Fukushima prefecture. *Water Science*, 61(2), 26-35. (in Japanese)
- Barišić, D., Lulić, S., Kezić, N. and Vertaćnik, A. (1992) ¹³⁷Cs in flowers, pollen and honey from the Republic of Croatia four years after the Chernobyl accident. *Apidologie*, 23, 71-78. <https://doi.org/10.1051/apido:19920108>
- Bunzl, K., Hötzl, H. and Winkler, R. (1993) Spruce pollen as a source of increased radiocesium concentration in air. *Naturwissenschaften*, 80, 173-174.
- Burger, A. and Lichtscheidl, I. (2017) Stable and radioactive cesium review about distribution in the environment, uptake and translocation in plants, plant reactions and plants' potential for bioremediation. *Science of the Total Environment*, 618, 1459-1485.
- Forestry Agency (2007) Survey methods of male flower of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* forest. Forestry Agency, 49 pp. (in Japanese)
- Forestry Agency (2015) A 2014 report of the survey project to understand the actual situation of radioactive materials in forests. Forestry Agency, 98 pp. (in Japanese)
- Geological Survey of Japan (2014) Seamless Digital Geological Map of Japan (1:200,000). Geological Survey of Japan, AIST, <https://gbank.gsj.jp/seamless/seamless2015/2d/> (accessed 2018-02-17).
- IAEA (2009) Quantification of radionuclide transfer in terrestrial and freshwater environments for radiological assessments. IAEA-TECDOC-1616, IAEA, 616 pp.
- Igarashi, Y., Kita, K., Maki, T., Kinase, T., Hayashi, N., Hosaka, K., Adachi, K., Kajino, M., Ishizuka, M., Sekiyama, T. T., Zaizen, Y., Takenaka, C., Ninomiya, K., Okochi, H. and Sorimachi, A. (2019) Fungal spore involvement in the resuspension of radiocaesium in summer. *Scientific Reports*, 9, 1954. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-37698-x>
- Imamura, N., Komatsu, M., Ohashi, S., Hashimoto, S., Kajimoto, T., Kaneko, S. and Takano, T. (2017) Temporal changes in the radiocesium distribution in forests over the five years after the Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant accident. *Scientific Reports*, 7, 8179. <https://doi.org/10.1038/s41598-017-08261-x>
- Kajimoto, T. and Fukushima, S. (2015) Potential of thinning-control of pollen production by forest management. *Shinrin Kagaku*, 73, 17-20. (in Japanese)
- Kajimoto, T., Saito, S., Kawasaki, T., Kabeya, D., Yazaki, K., Tanaka, H., Ota, T., Matsumoto, Y., Tabuchi, R., Kiyono, Y., Takano, T., Kuroda, K., Fujiwara, T., Suzuki, Y., Komatsu, M., Ohashi, S., Kaneko, S., Akama, A. and Takahashi, M. (2015) Dynamics of radiocesium in forest ecosystems affected by the Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant accident: Species-related transfer process of radiocesium from tree crowns to ground floor during the first two years. *Journal of the Japanese Forest Society*, 97, 33-43. https://www.jstage.jst.go.jp/article/jjfs/97/1/97_33/_article/-char/ja/ (in Japanese with English summary)
- Kanasashi, T., Sugiura, Y., Takenaka, C., Hijii, N. and Umemura, M. (2015) Radiocesium distribution in sugi (*Cryptomeria japonica*) in Eastern Japan: translocation from needles to pollen. *Journal of Environmental Radioactivity*, 139, 398-406. <https://doi.org/10.1016/j.jenvrad.2014.06.018>
- Kanazashi, T., Kiyono, Y. and Yoshikawa, M. (2016) What conditions does sugi use to determine the timing of starting pollen release? Sugi-kahun Q&A-Can we reduce the airborne sugi pollen in the future? FFPRI 3rd-chuukiseika 32, Forest and forestry-6, 4. <https://www.ffpri.affrc.go.jp/pubs/chukiseika/documents/3rd-chuukiseika32.pdf> (in Japanese)
- Kaneko, N., Katagiri, S., Yamashita, H., Kitaoka, N. and Tominaga, A. (1997) A longterm observation of litterfall of Japanese Red Cedar in Sanbe Experimental Forest of Shimane University. *Bulletin of the Faculty of Life and Environmental Science, Shimane University*, 2, 7-13. <http://ir.lib.shimane-u.ac.jp/3529> (in Japanese with English summary)
- Kawakami, T. (2000) Sugi no kakushu teikousei ikushu ni kansuru kenkyu—sugikamikiri teikousei ikushu— (Study of breeding on various resistance of *Cryptomeria japonica*—breeding for resistance to *Semanotus japonicus*—). *Bulletin of the Fukushima Prefectural Forest Experiment Station*, 33, 93-108. (in Japanese) <https://www.pref.fukushima.lg.jp/sec/37370a/kenkyu-h-zourin.html#ikusyu>
- Kiyono, Y. (2010) A guideline for foresters on how to reduce sugi (*Cryptomeria japonica*) pollen through forest management in Japan. *Journal of the Japanese Forestry Society*, 6, 310-315. <https://doi.org/10.4005/jjfs.92.310> (in Japanese with English summary)
- Kiyono, Y. and Akama, A. (2016) Predicting annual trends in leaf replacement and ¹³⁷Cs concentration in *Cryptomeria japonica* var. *japonica* plantations with radioactive contamination from the Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident. *Bulletin of the Forestry and Forest*

- Products Research Institute, 15 (1-2) (438), 1-15. https://doi.org/10.20756/ffpri.15.1-2_1
- Kiyono, Y., Komatsu, M., Akama, A., Matsuura T., Hiroi, M., Iwaya, M. and Futamoto, T. (2018a) The transfer of radiocesium released in the 2011 Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident to leaves of wild *Osmunda japonica*, an edible fern. Bulletin of the Forestry and Forest Products Research Institute, 17 (3) (447), 217-232. https://doi.org/10.20756/ffpri.17.3_217 (in Japanese with English summary)
- Kiyono, Y., Akama, A., Iwaya, M. and Yoshida, Y. (2018b) The transfer of radiocesium released in the 2011 Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident to petioles of wild butterbur (*Petasites japonicus*). Bulletin of the Forestry and Forest Products Research Institute, 17 (3) (447), 249-257. https://doi.org/10.20756/ffpri.17.3_249 (in Japanese with English summary)
- Kiyono, Y., Akama, A., Iwaya, M. and Yoshida, Y. (2019) Transfer of radiocesium released in the 2011 Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident to *Eleutherococcus sciadophylloides*, a wild tree that produces edible sprouts. Bulletin of the Forestry and Forest Products Research Institute, 18 (2) (450), 195-211. https://doi.org/10.20756/ffpri.18.2_195 (in Japanese with English summary)
- Kiyono, Y., Nagao, A., Sato, T., Okuda, S., Tanouchi, H., Ito, T., Igarashi, T. and Kushima H. (2006) Influence of flowering on biomass growth and flowering in the next year in sugi (*Cryptomeria japonica*). Nihon Shinrin Gakkai kantou shinrin kenkyuu, 57, 155-156. (in Japanese)
- Mahara, Y., Ohta, T., Ogawa, H. and Kumata, A. (2014) Atmospheric direct uptake and long-term fate of radiocesium in trees after the Fukushima nuclear accident. Scientific Reports, 4, 7121, DOI: 10.1038/srep07121
- Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries (MAFF) (2011) About the results of survey on the concentration of radiocesium contained in sugi male flower (Interim report). Press release, December 27, 2011. <http://www.rinya.maff.go.jp/j/press/hozen/111227.html> (in Japanese)
- Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (MEXT) (2018) Extension Site of Distribution Map of Radiation Dose, etc./GSI Maps. <http://ramap.jmc.or.jp/map/eng/> (accessed 2018-12-16)
- Ministry of the Environment (2016) About the prediction of airborne pollen for the spring of 2016 (second report). Press release, January 28, 2016 (Notice). <https://www.env.go.jp/press/101985.html> (in Japanese) (accessed 2018-12-16)
- Ministry of the Environment (2018) List of past press releases about pollinosis. Pollen information site. http://www.env.go.jp/chemi/anzen/kafun/post_29.html (in Japanese) (accessed 2018-12-16)
- Molzahn, D. and Assmann-Werthmüller, U. (1993) Caesium radioactivity in several selected species of honey. Science of the Total Environment, 130-131, 95-108. [https://doi.org/10.1016/0048-9697\(93\)90063-C](https://doi.org/10.1016/0048-9697(93)90063-C)
- National Forestry Extension Association in Japan (2017) Project report for promoting the estimation of the amount of released sugi and hinoki pollen etc. Project of comprehensive measures to conserve forest environment. National Forestry Extension Association in Japan, 121 pp. (in Japanese)
- Ogawa, H., Hirano, Y., Igei, S., Yokota, K., Arai, S., Ito, H., Kumata, A. and Yoshida, H. (2016) Changes in the distribution of radiocesium in the wood of Japanese cedar trees from 2011 to 2013. Journal of Environmental Radioactivity, 161, 51-57. <https://doi.org/10.1016/j.jenvrad.2015.12.021>
- Ohashi, S., Kuroda, K., Takano, T., Suzuki, Y., Fujiwara, T., Abe, H., Kagawa, A., Sugiyama, M., Kubojima, Y., Zhang, C. and Yamamoto, K. (2017) Temporal trends in ¹³⁷Cs concentrations in the bark, sapwood, heartwood, and whole wood of four tree species in Japanese forests from 2011 to 2016. Journal of Environmental Radioactivity, 178-179, 335-342. <https://doi.org/10.1016/j.jenvrad.2017.09.008>
- Salt, C. A., Kay, J. W. and Jarvis, K. E. (2004) The influence of season and leaf age on concentrations of radiocesium (¹³⁷Cs), stable caesium (¹³³Cs) and potassium in *Agrostis capillaris*. Environmental Pollution, 130, 359-369. <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2004.01.001>
- Saunton, S., Dumat, C. and Zsolnay, A. (2003) Possible role of organic matter in radiocesium adsorption in soils. Journal of Environmental Radioactivity, 58, 163-173.
- Sekiyama, K., Harada, K., Hirono, Y., Taniguchi K., Kubota S., Yamamoto Y. and Shingyoji, T. (2016) Yearly changes in radioactive cesium concentrations and quantities in tea plants and tea garden soil and factors affecting yearly changes in Chiba prefecture. Annual Research Bulletin of the Chiba Prefectural Agriculture and Forestry Research Center, 8, 69-79. <https://www.pref.chiba.lg.jp/lab-nourin/nourin/kenkyuuhoukou/houkou2016.html> (in Japanese with English summary)
- Takahashi, Y., Kawashima, S. and Aikawa, S. (1996) Effects of global climate change on Japanese cedar pollen concentration in air--estimated results obtained from Yamagata City and its surrounding area. Allergy 45 (12), 1270-1276. (in Japanese with English summary)
- Takahashi, Y. and Kawashima, S. (1999) A new prediction method for the total pollen counts of *Cryptomeria japonica* based on variation in annual summertime temperature. Allergy 48 (11), 1217-1221. <https://doi.org/10.15036/are rugi.48.1217> (in Japanese with English summary)
- Tange, K., Suzuki, M., Negishi, K. and Suzuki, S. (1989)

- Differences in the amount of dead branch and leaf material in young *Cryptomeria japonica* stands in relation to spacing. *Japanese Journal of Ecology*, 39, 136-146. (in Japanese with English summary)
- Tokuma Shoten Publishing (2011) *Weekly Asahi Geinō* October 27, 2011 Issue. <https://www.asagei.com/excerpt/1853> (in Japanese) (accessed 2018-12-16)
- Tsuruoka, H., Inoue, K., Sakano, Y., Hamada, M., Shimizu, H. and Fukushi, M. (2015) Variation of radiocesium concentrations in cedar pollen in the Okutama area since the Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant accident. *Radiation Protection Dosimetry*, 167 (1-3), 219-222. <https://doi.org/10.1093/rpd/ncv248>
- TV Asahi (2011) November 4 TV Asahi Morning Bird (in Japanese)
- Wang, W., Hanai, Y., Takenaka, C., Tomioka, R., Iizuka, K. and Ozawa, H. (2016) Cesium absorption through bark of Japanese cedar (*Cryptomeria japonica*). *Journal of Forest Research*, 21, 251-258. <https://doi.org/10.1007/s10310-016-0534-5>
- Yamaguchi, N. (2014) Adsorption mechanism of radiocesium on soil. *Journal of the Japanese Society of Soil Physics*, 126, 11-21. (in Japanese)
- Yokoyama, T. and Kanazashi, T. (1999) Changes in male flower production in sugi plantations for 11 years. *Gakujutsu-koenshu of the annual Japanese Forest Society meeting*, 110, 92-93. (in Japanese)
- Yoshida, S. (2012) Dynamics of radioactive materials in forest ecosystems - situations and challenges predicted from past studies. *Shinrin Kagaku*, 65, 31-33. https://doi.org/10.11519/jjisk.65.0_31 (in Japanese)
- Yoshihara, T., Matsumura, H., Hashida, S. and Nakaya, K. (2016) Radiocesium contamination in living and dead foliar parts of Japanese cedar during 2011–2015. *Journal of Environmental Radioactivity*, 164, 291-299. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvrad.2016.08.010>

Appendix 1. C, N, P, K, Ca, Mg, Na, and Mn concentrations in organs of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* and *Chamaecyparis obtusa*.

In July 2001, trees in the young forests of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* (sugi) and *Chamaecyparis obtusa* (hinoki) (Table A1-1) in the nursery of the Chiyoda Experimental Station of FFPRI in Kasumigaura City, Ibaraki Prefecture were divided into three size classes per species. A sample tree was dug out from each compartment containing two species and trees of three size classes. Simultaneously, GA₃ (gibberellic acid) was sprayed on the leaves to promote flowering in some of the live standing trees; similar numbers of trees were used as controls. In the period February–March 2002, three sprayed trees and three control trees in three size classes of both species were sampled. The sampled trees were divided into organs: male flowers, female flowers (since male and female hinoki flowers were difficult to distinguish, they were combined into a single flower category),

leaves, branches, stems, and roots. The concentrations of C, N, P, K, Ca, Mg and Mn were measured (Table A1-2, Vegetation Control Laboratory, FFPRI). A CN elemental analyzer was used to measure C and N; P was measured by inductively coupled plasma emission spectroscopy (ICP); flame photometry was used to measure K and Mn; atomic absorption spectrometry was used to measure Ca and Mg (Ringyo Kagaku Gijutsu Shinkosho).

Table A. 1-1. General description of surveyed trees.

| Sampling date | Species | Treatment | DBH cm | Tree height m | Tree biomass dry kg tree ⁻¹ |
|---------------|---------|------------------------|-----------|---------------|--|
| 2001.7 | Sugi | | 2.7 ± 0.8 | 2.9 ± 0.7 | 2.8 ± 1.3 |
| 2002.2 | Sugi | 2001.7 GA ₃ | 2.9 ± 0.8 | 3.2 ± 0.6 | 4.1 ± 1.4 |
| 2002.2 | Sugi | | 3.1 ± 0.9 | 3.1 ± 0.6 | 4.3 ± 2.0 |
| 2001.7 | Hinoki | | 2.0 ± 0.3 | 2.7 ± 0.2 | 3.3 ± 0.6 |
| 2002.3 | Hinoki | 2001.7 GA ₃ | 2.8 ± 0.5 | 2.9 ± 0.9 | 3.5 ± 1.1 |
| 2002.3 | Hinoki | | 2.6 ± 0.3 | 2.8 ± 1.5 | 3.5 ± 0.7 |

Values are mean ± SD. Sugi, *Cryptomeria japonica* var. *japonica*. Hinoki, *Chamaecyparis obtusa*. DBH, diameter at breast height.

Table A1-2. C, N, P, K, Ca, Mg, Na, and Mn concentrations in organs of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* and *Chamaecyparis obtusa*.

| Sampling date | Species | GA ₃ treatment | Organ | Sample trees | C % | N % | P % | K % | Ca % | Mg % | Na % | Mn % |
|---------------|---------|---------------------------|---------------|--------------|-------------|-------------|---------------|-------------|-------------|---------------|-----------------|-------------------|
| 2002.2 | Sugi | 2001.7 | Male flower | 3 | 51.8 ± 1.0 | 0.74 ± 0.04 | 0.20 ± 0.01 | 0.84 ± 0.04 | 0.50 ± 0.06 | 0.20 ± 0.05 | 0.0050 ± 0.0010 | 0.0036 ± 0.0007 |
| 2002.2 | Sugi | - | Male flower | 1 | 52.6 | 0.74 | 0.17 | 0.91 | 0.37 | 0.17 | 0.085 | 0.0025 |
| 2002.2 | Sugi | 2001.7 | Female flower | 3 | 49.3 ± 1.1 | 1.15 ± 0.13 | 0.27 ± 0.01 | 0.95 ± 0.08 | 1.23 ± 0.34 | 0.30 ± 0.05 | 0.0026 ± 0.0006 | 0.0057 ± 0.0004 |
| 2002.2 | Sugi | - | Female flower | 3 | 49.7 ± 0.3 | 1.04 ± 0.59 | 0.18 ± 0.13 | 0.57 ± 0.38 | 0.91 ± 0.30 | 0.20 ± 0.12 | 0.0079 ± 0.0027 | 0.0034 ± 0.0012 |
| 2001.7 | Sugi | - | Leaf | 3 | 52.3 ± 0.6 | 0.97 ± 0.04 | 0.19 ± 0.08 | 0.64 ± 0.19 | 1.13 ± 0.12 | 0.18 ± 0.02 | 0.0054 ± 0.0011 | 0.0024 ± 0.0003 |
| 2002.2 | Sugi | 2001.7 | Leaf | 3 | 51.1 ± 0.4 | 0.78 ± 0.07 | 0.22 ± 0.03 | 0.69 ± 0.13 | 1.06 ± 0.20 | 0.20 ± 0.02 | 0.0012 ± 0.0007 | 0.0019 ± 0.0004 |
| 2002.2 | Sugi | - | Leaf | 3 | 51.3 ± 0.2 | 0.80 ± 0.01 | 0.22 ± 0.03 | 0.65 ± 0.08 | 1.20 ± 0.19 | 0.19 ± 0.03 | 0.0045 ± 0.0005 | 0.0020 ± 0.0001 |
| 2001.7 | Sugi | - | Branch | 3 | 49.8 ± 0.5 | 0.47 ± 0.05 | 0.069 ± 0.020 | 0.29 ± 0.07 | 0.90 ± 0.29 | 0.103 ± 0.050 | 0.0004 ± 0.0006 | 0.0008 ± 0.0001 |
| 2002.2 | Sugi | 2001.7 | Branch | 3 | 49.5 ± 0.3 | 0.44 ± 0.03 | 0.050 ± 0.005 | 0.22 ± 0.02 | 0.73 ± 0.10 | 0.086 ± 0.013 | 0.0047 ± 0.0027 | 0.0007 ± 0.00003 |
| 2002.2 | Sugi | - | Branch | 3 | 49.9 ± 0.3 | 0.47 ± 0.02 | 0.059 ± 0.006 | 0.28 ± 0.03 | 0.78 ± 0.05 | 0.084 ± 0.013 | 0.0023 ± 0.0040 | 0.0009 ± 0.00005 |
| 2001.7 | Sugi | - | Stem | 3 | 50 ± 1 | 0.34 ± 0.1 | 0.023 ± 0.001 | 0.16 ± 0.03 | 0.35 ± 0.06 | 0.038 ± 0.004 | ND | 0.00056 ± 0.00015 |
| 2002.2 | Sugi | 2001.7 | Stem | 3 | 50 ± 0.2 | 0.34 ± 0.02 | 0.022 ± 0.01 | 0.12 ± 0.02 | 0.38 ± 0.03 | 0.041 ± 0.007 | ND | 0.00051 ± 0.00005 |
| 2002.2 | Sugi | - | Stem | 3 | 50 ± 0.3 | 0.34 ± 0.02 | 0.028 ± 0.01 | 0.11 ± 0.01 | 0.43 ± 0.04 | 0.039 ± 0.002 | ND | 0.00053 ± 0.00007 |
| 2001.7 | Sugi | - | Root | 3 | 49.2 ± 0.1 | 0.35 ± 0.04 | 0.032 ± 0.003 | 0.23 ± 0.02 | 0.49 ± 0.10 | 0.057 ± 0.008 | 0.0067 ± 0.0027 | 0.0040 ± 0.0008 |
| 2002.2 | Sugi | 2001.7 | Root | 3 | 49.6 ± 0.3 | 0.33 ± 0.03 | 0.024 ± 0.008 | 0.13 ± 0.05 | 0.45 ± 0.05 | 0.048 ± 0.005 | 0.0058 ± 0.0020 | 0.0022 ± 0.0004 |
| 2002.2 | Sugi | - | Root | 3 | 50.5 ± 1.1 | 0.68 ± 0.36 | 0.119 ± 0.097 | 0.41 ± 0.31 | 0.77 ± 0.35 | 0.110 ± 0.010 | 0.0040 ± 0.0037 | 0.0041 ± 0.0034 |
| 2002.3 | Hinoki | 2001.7 | Flower | 2 | 51 ± 2 | 2.1 ± 0.7 | 0.36 ± 0.14 | 0.84 ± 0.29 | 0.57 ± 0.09 | 0.17 ± 0.02 | 0.0057 ± 0.0011 | 0.0051 ± 0.0019 |
| 2002.3 | Hinoki | - | Flower | 2 | 49.9 ± 0.01 | 1.6 ± 0.04 | 0.31 ± 0.06 | 0.64 ± 0.12 | 0.89 ± 0.03 | 0.20 ± 0.05 | 0.0097 ± 0.0114 | 0.0097 ± 0.0029 |
| 2001.7 | Hinoki | - | Leaf | 3 | 52.2 ± 0.6 | 1.21 ± 0.27 | 0.16 ± 0.02 | 0.59 ± 0.08 | 1.1 ± 0.3 | 0.17 ± 0.02 | 0.0052 ± 0.0019 | 0.0114 ± 0.0011 |
| 2002.3 | Hinoki | 2001.7 | Leaf | 3 | 51.0 ± 0.5 | 1.01 ± 0.09 | 0.23 ± 0.11 | 0.53 ± 0.06 | 1.1 ± 0.2 | 0.15 ± 0.01 | 0.0037 ± 0.0030 | 0.0073 ± 0.0002 |
| 2002.3 | Hinoki | - | Leaf | 3 | 51.2 ± 1.0 | 0.86 ± 0.06 | 0.20 ± 0.08 | 0.51 ± 0.08 | 1.2 ± 0.3 | 0.14 ± 0.02 | 0.0028 ± 0.0010 | 0.0098 ± 0.0013 |
| 2001.7 | Hinoki | - | Branch | 3 | 50.6 ± 0.3 | 0.42 ± 0.02 | 0.051 ± 0.012 | 0.24 ± 0.01 | 0.72 ± 0.16 | 0.045 ± 0.006 | ND | 0.0020 ± 0.0003 |
| 2002.3 | Hinoki | 2001.7 | Branch | 3 | 50.1 ± 0.1 | 0.47 ± 0.02 | 0.048 ± 0.009 | 0.18 ± 0.02 | 0.76 ± 0.09 | 0.038 ± 0.001 | 0.0067 ± 0.0017 | 0.0015 ± 0.0002 |
| 2002.3 | Hinoki | - | Branch | 3 | 50.4 ± 0.2 | 0.44 ± 0.02 | 0.041 ± 0.007 | 0.16 ± 0.01 | 0.81 ± 0.05 | 0.039 ± 0.001 | 0.0080 ± 0.0067 | 0.0021 ± 0.0006 |
| 2001.7 | Hinoki | - | Stem | 3 | 49.8 ± 0.3 | 0.33 ± 0.02 | 0.024 ± 0.007 | 0.15 ± 0.01 | 0.33 ± 0.04 | 0.020 ± 0.003 | ND | 0.00012 ± 0.00005 |
| 2002.3 | Hinoki | 2001.7 | Stem | 3 | 49.6 ± 0.1 | 0.39 ± 0.01 | 0.046 ± 0.006 | 0.13 ± 0.02 | 0.42 ± 0.04 | 0.025 ± 0.001 | 0.0007 ± 0.0012 | 0.0012 ± 0.0002 |
| 2002.3 | Hinoki | - | Stem | 3 | 49.9 ± 0.2 | 0.35 ± 0.03 | 0.034 ± 0.005 | 0.12 ± 0.02 | 0.45 ± 0.08 | 0.022 ± 0.001 | ND | 0.0015 ± 0.0001 |
| 2001.7 | Hinoki | - | Root | 3 | 50.2 ± 0.3 | 0.40 ± 0.05 | 0.050 ± 0.015 | 0.21 ± 0.03 | 0.39 ± 0.10 | 0.070 ± 0.023 | 0.0053 ± 0.0021 | 0.0071 ± 0.0045 |
| 2002.3 | Hinoki | 2001.7 | Root | 3 | 49.9 ± 0.1 | 0.35 ± 0.01 | 0.036 ± 0.011 | 0.10 ± 0.02 | 0.31 ± 0.04 | 0.036 ± 0.005 | 0.0038 ± 0.0021 | 0.0025 ± 0.0002 |
| 2002.3 | Hinoki | - | Root | 3 | 49.5 ± 0.2 | 0.36 ± 0.01 | 0.041 ± 0.010 | 0.12 ± 0.03 | 0.37 ± 0.04 | 0.046 ± 0.002 | 0.0025 ± 0.0002 | 0.0036 ± 0.0008 |

Values are mean ± SD. Sugi, *Cryptomeria japonica* var. *japonica*. Hinoki, *Chamaecyparis obtusa*. GA₃ treatment, sprayed with gibberellic acid.

Appendix 2. C, N, P, K, Ca, Mg, and Mn concentrations in organs of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* (Bokasugi clone).

GA₃ was sprayed on the leaves (in July 2002, 2003, and 2004) of some of the live standing trees in a *Cryptomeria japonica* var. *japonica* (Bokasugi clone) forest (Kiyono et al. 2006) established in April 2002 in the nursery of FFPRI in Tsukuba City, Ibaraki Prefecture. The spray was applied to promote flowering (Table A2-1). Twelve individuals in February 2004 and ten individuals

in February 2005 were harvested and separated into organs: male flowers, female flowers, leaves, branches, stems, and roots. The concentrations of C, N, P, K, Ca, Mg and Mn elements were measured for each organ (Table A2-2, Vegetation Control Laboratory, FFPRI). A CN elemental analyzer was used to measure C and N; P was measured by ICP; flame photometry was used to measure K and Mn; atomic absorption spectrometry was used to measure Ca and Mg (Ringyo Kagaku Gijutsu Shinkosho). A negligible number of flowers formed after the

GA₃ treatment in July 2004. The mean monthly temperature and monthly rainfall during the test period differed little from normal values, although precipitation in October 2004 was especially heavy.

Table A2-1. Schedule of GA₃ (gibberellic acid) spraying and subsequent sampling of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* (Bokasugi clone) trees.

| Abbrev. | 2002.7 Treatment | 2003.7 Treatment | 2004.2 Sample trees | 2004.7 Treatment | 2005.2 Sample trees |
|---------|------------------|------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| -2-/4 | GA ₃ | | 2 | | |
| --3/4 | | GA ₃ | 4 | | |
| -23/4 | GA ₃ | GA ₃ | 2 | | |
| ---/4 | | | 4 | | |
| -2--/5 | GA ₃ | | | | 1 |
| --3-/5 | | GA ₃ | | | 2 |
| ---4/5 | | | | GA ₃ | 2 |
| -2-4/5 | GA ₃ | | | GA ₃ | 1 |
| --34/5 | | GA ₃ | | GA ₃ | 2 |
| ----/5 | | | | | 2 |

Table A2-2. C, N, P, K, Ca, Mg, and Mn concentrations in organs of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* (Bokasugi clone).

| Sampling date | GA ₃ treatment | Organ | Sample trees | C % | N % | P % | K % | Ca % | Mg % | Mn % |
|---------------|---------------------------|---------------|--------------|-----------|--------------|----------------|-------------|--------------|---------------|--------------------|
| 2004.2 | 2002.7 | Root | 2 | 50 ± 1 | 0.64 ± 0.12 | 0.069 ± 0.007 | 0.25 ± 0.01 | 0.46 ± 0.04 | 0.051 ± 0.008 | 0.0025 ± 0.0020 |
| 2004.2 | 2003.7 | Root | 4 | 50 ± 1 | 0.61 ± 0.04 | 0.067 ± 0.013 | 0.27 ± 0.10 | 0.52 ± 0.08 | 0.055 ± 0.006 | 0.0022 ± 0.0011 |
| 2004.2 | 2002.7, 2003.7 | Root | 2 | 49 ± 1 | 0.68 ± 0.12 | 0.068 ± 0.003 | 0.27 ± 0.02 | 0.53 ± 0.07 | 0.058 ± 0.005 | 0.0027 ± 0.0008 |
| 2004.2 | - | Root | 4 | 50 ± 1 | 0.64 ± 0.13 | 0.067 ± 0.013 | 0.28 ± 0.05 | 0.46 ± 0.04 | 0.057 ± 0.010 | 0.0027 ± 0.0013 |
| 2004.2 | 2003.7 | Male flower | 4 | 55 ± 0.4 | 1.3 ± 0.2 | 0.19 ± 0.02 | 0.92 ± 0.28 | 0.42 ± 0.20 | 0.10 ± 0.02 | 0.0015 ± 0.0001 |
| 2004.2 | 2002.7, 2003.7 | Male flower | 2 | 54 ± 0.2 | 1.3 ± 0.2 | 0.17 ± 0.02 | 0.97 ± 0.12 | 0.40 ± 0.03 | 0.11 ± 0.01 | 0.0018 ± 0.0001 |
| 2004.2 | 2003.7 | Female flower | 4 | 51 ± 0.5 | 1.7 ± 0.2 | 0.21 ± 0.02 | 0.89 ± 0.24 | 0.77 ± 0.11 | 0.14 ± 0.01 | 0.0026 ± 0.0005 |
| 2004.2 | 2002.7, 2003.7 | Female flower | 2 | 51 ± 0.2 | 1.8 ± 0.1 | 0.18 ± 0.01 | 0.83 ± 0.39 | 0.52 ± 0.27 | 0.12 ± 0.03 | 0.0021 ± 0.0007 |
| 2004.2 | 2002.7 | Leaf | 2 | 51 ± 0.05 | 1.58 ± 0.07 | 0.131 ± 0.022 | 0.78 ± 0.16 | 1.22 ± 0.04 | 0.090 ± 0.010 | 0.0021 ± 0.0004 |
| 2004.2 | 2003.7 | Leaf | 4 | 51 ± 0.3 | 1.48 ± 0.10 | 0.132 ± 0.013 | 0.89 ± 0.23 | 1.07 ± 0.05 | 0.068 ± 0.011 | 0.0018 ± 0.0001 |
| 2004.2 | 2002.7, 2003.7 | Leaf | 2 | 51 ± 0.1 | 1.50 ± 0.03 | 0.132 ± 0.027 | 0.80 ± 0.13 | 1.15 ± 0.22 | 0.088 ± 0.017 | 0.0016 ± 0.0004 |
| 2004.2 | - | Leaf | 4 | 52 ± 0.2 | 1.46 ± 0.12 | 0.115 ± 0.003 | 0.75 ± 0.14 | 1.14 ± 0.16 | 0.091 ± 0.014 | 0.0020 ± 0.0003 |
| 2004.2 | 2002.7 | Branch | 2 | 50 ± 0.3 | 0.98 ± 0.01 | 0.078 ± 0.010 | 0.47 ± 0.12 | 0.88 ± 0.07 | 0.060 ± 0.012 | 0.0010 ± 0.0001 |
| 2004.2 | 2003.7 | Branch | 4 | 50 ± 0.3 | 0.89 ± 0.15 | 0.073 ± 0.004 | 0.45 ± 0.09 | 0.80 ± 0.10 | 0.051 ± 0.010 | 0.0009 ± 0.0001 |
| 2004.2 | 2002.7, 2003.7 | Branch | 2 | 50 ± 0.5 | 0.86 ± 0.15 | 0.073 ± 0.002 | 0.45 ± 0.09 | 0.84 ± 0.03 | 0.057 ± 0.003 | 0.0010 ± 0.0001 |
| 2004.2 | - | Branch | 4 | 51 ± 0.2 | 0.86 ± 0.08 | 0.070 ± 0.014 | 0.42 ± 0.09 | 0.78 ± 0.12 | 0.066 ± 0.014 | 0.0010 ± 0.0002 |
| 2004.2 | 2002.7 | Stem | 2 | 50 ± 1 | 0.51 ± 0.12 | 0.053 ± 0.017 | 0.25 ± 0.05 | 0.47 ± 0.07 | 0.036 ± 0.004 | 0.00055 ± 0.00023 |
| 2004.2 | 2003.7 | Stem | 4 | 50 ± 1 | 0.51 ± 0.06 | 0.048 ± 0.007 | 0.22 ± 0.04 | 0.46 ± 0.08 | 0.034 ± 0.005 | 0.00065 ± 0.00022 |
| 2004.2 | 2002.7, 2003.7 | Stem | 2 | 50 ± 1 | 0.43 ± 0.01 | 0.033 ± 0.003 | 0.15 ± 0.06 | 0.45 ± 0.07 | 0.029 ± 0.007 | 0.00055 ± 0.00016 |
| 2004.2 | - | Stem | 4 | 50 ± 1 | 0.47 ± 0.06 | 0.041 ± 0.007 | 0.19 ± 0.03 | 0.41 ± 0.04 | 0.036 ± 0.004 | 0.00059 ± 0.00015 |
| 2005.2 | 2002.7 | Leaf | 1 | 50 | 1.29 | 0.091 | 0.66 | 1.30 | 0.088 | 0.0018 |
| 2005.2 | 2003.7 | Leaf | 2 | 50 ± 0.3 | 1.14 ± 0.31 | 0.122 ± 0.023 | 0.76 ± 0.07 | 1.11 ± 0.08 | 0.122 ± 0.026 | 0.0019 ± 0.0001 |
| 2005.2 | 2004.7 | Leaf | 2 | 50 ± 0.2 | 1.29 ± 0.04 | 0.107 ± 0.005 | 0.80 ± 0.03 | 1.39 ± 0.11 | 0.077 ± 0.005 | 0.0020 ± 0.0002 |
| 2005.2 | 2002.7, 2004.7 | Leaf | 1 | 50 | 1.34 | 0.099 | 0.74 | 1.24 | 0.073 | 0.0015 |
| 2005.2 | 2003.7, 2004.7 | Leaf | 2 | 50 ± 0.1 | 1.41 ± 0.10 | 0.116 ± 0.008 | 0.85 ± 0.02 | 1.23 ± 0.23 | 0.112 ± 0.056 | 0.0022 ± 0.0010 |
| 2005.2 | - | Leaf | 2 | 50 ± 0.3 | 1.35 ± 0.05 | 0.101 ± 0.008 | 0.84 ± 0.06 | 1.08 ± 0.09 | 0.112 ± 0.030 | 0.0017 ± 0.0001 |
| 2005.2 | 2002.7 | Branch | 1 | 49 | 0.54 | 0.044 | 0.29 | 0.77 | 0.041 | 0.00067 |
| 2005.2 | 2003.7 | Branch | 2 | 49 ± 0.2 | 0.43 ± 0.17 | 0.040 ± 0.003 | 0.31 ± 0.02 | 0.73 ± 0.002 | 0.050 ± 0.020 | 0.00068 ± 0.00016 |
| 2005.2 | 2004.7 | Branch | 2 | 45 ± 5 | 0.44 ± 0.06 | 0.039 ± 0.0002 | 0.29 ± 0.05 | 0.78 ± 0.06 | 0.037 ± 0.001 | 0.00057 ± 0.00001 |
| 2005.2 | 2002.7, 2004.7 | Branch | 1 | 49 | 0.49 | 0.038 | 0.28 | 0.76 | 0.039 | 0.00055 |
| 2005.2 | 2003.7, 2004.7 | Branch | 2 | 49 ± 0.3 | 0.53 ± 0.01 | 0.040 ± 0.002 | 0.30 ± 0.03 | 0.73 ± 0.01 | 0.053 ± 0.016 | 0.00070 ± 0.00010 |
| 2005.2 | - | Branch | 2 | 49 ± 0.1 | 0.50 ± 0.04 | 0.036 ± 0.001 | 0.27 ± 0.04 | 0.69 ± 0.10 | 0.047 ± 0.011 | 0.00063 ± 0.00006 |
| 2005.2 | 2002.7 | Stem | 1 | 50 | 0.35 | 0.032 | 0.20 | 0.35 | 0.024 | 0.00060 |
| 2005.2 | 2003.7 | Stem | 2 | 50 ± 0.3 | 0.29 ± 0.09 | 0.026 ± 0.006 | 0.18 ± 0.02 | 0.32 ± 0.03 | 0.028 ± 0.008 | 0.00053 ± 0.00011 |
| 2005.2 | 2004.7 | Stem | 2 | 50 ± 0.2 | 0.29 ± 0.002 | 0.028 ± 0.003 | 0.16 ± 0.01 | 0.36 ± 0.08 | 0.024 ± 0.004 | 0.00059 ± 0.00003 |
| 2005.2 | 2002.7, 2004.7 | Stem | 1 | 50 | 0.39 | 0.036 | 0.21 | 0.36 | 0.026 | 0.00073 |
| 2005.2 | 2003.7, 2004.7 | Stem | 2 | 50 ± 1 | 0.34 ± 0.06 | 0.030 ± 0.007 | 0.19 ± 0.07 | 0.38 ± 0.05 | 0.032 ± 0.010 | 0.00062 ± 0.000001 |
| 2005.2 | - | Stem | 2 | 50 ± 0.4 | 0.35 ± 0.01 | 0.029 ± 0.003 | 0.18 ± 0.01 | 0.38 ± 0.01 | 0.028 ± 0.002 | 0.00060 ± 0.00017 |
| 2005.2 | 2002.7 | Root | 1 | 49 | 0.41 | 0.044 | 0.28 | 0.40 | 0.039 | 0.00226 |
| 2005.2 | 2003.7 | Root | 2 | 50 ± 0.3 | 0.33 ± 0.12 | 0.031 ± 0.008 | 0.19 ± 0.03 | 0.38 ± 0.04 | 0.039 ± 0.005 | 0.00143 ± 0.00053 |
| 2005.2 | 2004.7 | Root | 2 | 49 ± 0.2 | 0.33 ± 0.14 | 0.035 ± 0.015 | 0.25 ± 0.09 | 0.45 ± 0.003 | 0.038 ± 0.003 | 0.00189 ± 0.00005 |
| 2005.2 | 2002.7, 2004.7 | Root | 1 | 49 | 0.47 | 0.043 | 0.24 | 0.48 | 0.041 | 0.00173 |
| 2005.2 | 2003.7, 2004.7 | Root | 2 | 49 ± 1 | 0.35 ± 0.02 | 0.032 ± 0.005 | 0.20 ± 0.02 | 0.35 ± 0.003 | 0.033 ± 0.001 | 0.00144 ± 0.00027 |
| 2005.2 | - | Root | 2 | 49 ± 0.2 | 0.32 ± 0.005 | 0.028 ± 0.003 | 0.18 ± 0.02 | 0.33 ± 0.09 | 0.031 ± 0.001 | 0.00166 ± 0.00014 |

Values are mean ± SD. GA₃ treatment, sprayed with gibberellic acid.

Appendix 3. Temporal changes in C, N, P, K, Ca, Mg, and Mn contents in *Cryptomeria japonica* var. *japonica* male flowers.

We sampled *Cryptomeria japonica* var. *japonica* (Kurakake 3 clone) in a forest established in April 2002 at the FFPRI nursery in Tsukuba City, Ibaraki Prefecture. Four trees of similar size were selected and male flowers were collected on February 14, 2008, November 21, 2008, and February 11, 2009. We measured concentrations of C, N, P, K, Ca, Mg, and Mn in the flowers. A CN elemental analyzer was used to measure C and N; P was measured by ICP; flame photometry was used to measure K and Mn; atomic absorption spectrometry was used to measure Ca and Mg (Ringyo Kagaku Gijutsu Shinkosho). The concentration ratios for February 2009/November 2008 were 0.99 ± 0.24 [mean \pm SD] ($n = 4$) for N, 0.96 ± 0.24 ($n = 4$) for P, 1.06 ± 0.23 ($n = 4$) for Ca, 0.94 ± 0.11 ($n = 4$) for Mg, and 0.79 ± 0.27 ($n = 4$) for Mn. Concentrations were similar between November 2008 and February 2009. The ratio for K (1.25 ± 0.21 $n = 4$) exceeded

those for the other elements; the February K concentration exceeded the November K concentration in all four individuals tested (Table A3-1). The concentration ratios for N and K were significantly different (paired t -test, $P = 0.043$, $n = 4$), but there were no other significant pairwise differences, likely because sample sizes were small. Compared to the other elements, the K content was maintained at relatively high levels throughout the pollen dispersal season (February). The February K contents were not significantly different between 2008 and 2009 (paired t -test, $P = 0.160$, $n = 4$). The Kurakake 3 clone produced a relatively large biomass of male flowers in every year. The quantity of male flowers was higher in 2008 than in 2009 (Fig. A3-1), corresponding to the increase/decrease pattern in airborne cedar pollen concentration (MAFF 2011) in the Kanto region. The data are insufficient to explain how the annual fluctuation in pollen affects the nutritional status of pollen.

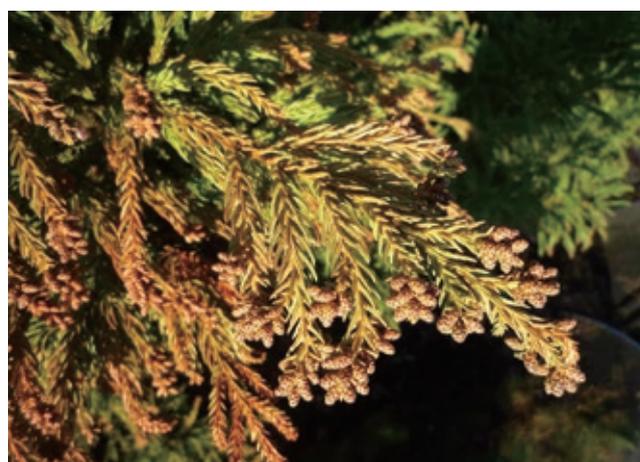


Fig. A3-1. Monitored branch with leaves forming male flowers.
Left 2007.12.31, right 2008.11.21.

Table A3-1. Temporal changes in *Cryptomeria japonica* var. *japonica* cv. Kurakake 3 male flower C, N, P, K, Ca, Mg, and Mn contents. conc. ratio refers to the concentration ratios for 11 February 2009/21 November 2008.

| Sampling date | Tree no. | C % | N % | P % | K % | Ca % | Mg % | Mn % |
|-------------------------------------|---------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 2008.2.14 | 1 | 53.8 | 0.85 | 0.098 | 0.293 | 0.204 | 0.076 | 0.0023 |
| 2008.2.14 | 2 | 53.8 | 0.86 | 0.104 | 0.342 | 0.166 | 0.071 | 0.0010 |
| 2008.2.14 | 3 | 52.6 | 0.88 | 0.133 | 0.348 | 0.193 | 0.068 | 0.0013 |
| 2008.2.14 | 4 | 53.4 | 0.86 | 0.155 | 0.481 | 0.148 | 0.065 | 0.0010 |
| 2008.11.21 | 1 | 54.6 | 0.78 | 0.145 | 0.251 | 0.163 | 0.056 | 0.0015 |
| 2008.11.21 | 2 | 54.9 | 0.93 | 0.199 | 0.318 | 0.105 | 0.055 | 0.0010 |
| 2008.11.21 | 3 | 55.1 | 0.89 | 0.169 | 0.233 | 0.078 | 0.057 | 0.0006 |
| 2008.11.21 | 4 | 54.4 | 0.82 | 0.153 | 0.259 | 0.128 | 0.060 | 0.0015 |
| 2009.2.11 | 1 | 54.9 | 0.78 | 0.178 | 0.294 | 0.159 | 0.057 | 0.0012 |
| 2009.2.11 | 2 | 54.3 | 0.88 | 0.135 | 0.332 | 0.145 | 0.058 | 0.0007 |
| 2009.2.11 | 3 | 55.2 | 0.78 | 0.144 | 0.290 | 0.082 | 0.051 | 0.0006 |
| 2009.2.11 | 4 | 54.0 | 0.92 | 0.162 | 0.396 | 0.107 | 0.049 | 0.0007 |
| 2009.2.11/2008.11.21 conc. ratio | Mean \pm SD | 1.00 ± 0.01 | 0.99 ± 0.10 | 0.96 ± 0.24 | 1.25 ± 0.21 | 1.06 ± 0.23 | 0.94 ± 0.11 | 0.79 ± 0.27 |

Appendix 4. The quantity of ¹³⁷Cs per *Cryptomeria japonica* var. *japonica* leaves in 21 forests within Fukushima Prefecture after the Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident.

In 2016, we divided sugi leaves collected at Iwaki (Fig. 1) by their birth year. The ¹³⁷Cs concentrations in sugi male flowers and leaves collected at Iwaki have been measured annually since 2011. We measured the numbers, lengths, and dry weights of leaves collected in November 2016. Assuming (i) that the measured values can be applied to samples obtained in the period 2011–2015, and to the other 20 localities, and (ii) that the leaf ¹³⁷Cs concentration in 2011 (Bq dry kg⁻¹) can be estimated from the male flower ¹³⁷Cs concentration in 2011 (Bq dry kg⁻¹) using an unpublished regression by the Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI) based on the data from five prefectures between Nagano and Fukushima: Leaf ¹³⁷Cs concentration in 2011 = 0.3915 [Male flower ¹³⁷Cs concentration in 2011]^{1.2022}; ($R^2 = 0.7812, P < 0.001, n = 13$), we estimated the quantity of ¹³⁷Cs per current year leaf (Fig. A4-1, decay correction: 1 Dec 2011) using the following equation:

$$\text{Quantity of } ^{137}\text{Cs per leaf} = \text{Leaf } ^{137}\text{Cs concentration} \times \text{Leaf weight}$$

When we examined leaves that formed in the same year, we found that the quantity of ¹³⁷Cs per leaf did not clearly increase

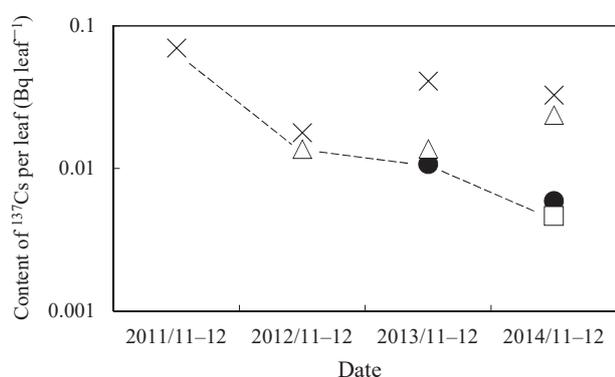


Fig. A4-1. The content of ¹³⁷Cs per *Cryptomeria japonica* var. *japonica* leaf (a) 8–9 months after the nuclear accident and (b) 3 years (plus 8–9 months) after the accident.

Data were collected in 21 *C. japonica* var. *japonica* forests in Fukushima Prefecture (Akama et al. 2013; Forestry Agency 2015, revised). ×, leaves that formed in 2011; Δ, leaves that formed in 2012; ●, leaves that formed in 2013; □, leaves that formed in 2014. Decay correction date: December 1, 2011. Content of ¹³⁷Cs per leaf = leaf ¹³⁷Cs concentration × leaf weight. ---, curve connecting the current-year leaves. The leaf ¹³⁷Cs concentration in 2011 (Bq dry kg⁻¹) was estimated from the male flower ¹³⁷Cs concentration in 2011 (Bq dry kg⁻¹) using an unpublished regression by the Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI) based on the data from five prefectures between Nagano and Fukushima: Leaf ¹³⁷Cs concentration in 2011 = 0.3915 [Male flower ¹³⁷Cs concentration in 2011]^{1.2022}; ($R^2 = 0.7812, P < 0.001, n = 13$).

or decrease as the leaves aged (within the data range) (Fig. A4-1). Kiyono and Akama (2016) predicted that the leaf ¹³⁷Cs concentration would decrease in the current-year leaves year-by-year, and also decrease with leaf aging based on the leaf dynamics model. The pattern of annual change in the amount of ¹³⁷Cs per current-year leaf in this study (Fig. A4-1) matched the model predictions of Kiyono and Akama (2016). As the leaves aged, the numbers thereof decreased (Fig. A4-2), and the dry weights of leaves in the same length category tended to increase (Fig. A4-3), likely due to leaf thickening as they grew into branches following the development of the xylem. Since the increase in dry weight in leaves (Fig. A4-3) offset the decrease in ¹³⁷Cs concentration per unit dry weight (Figs. 5 and 6), the quantity of ¹³⁷Cs per leaf did not clearly increase/decrease as the leaves aged (Fig. A4-1).

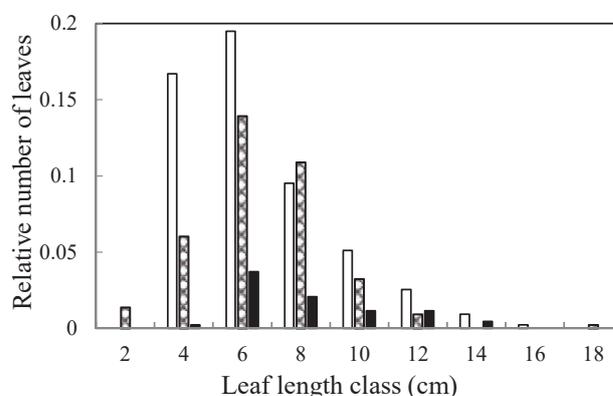


Fig. A4-2. Number of leaves of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* in each leaf length class.

Leaf-bearing branches of several trees were collected and combined in Iwaki in November 2016. We added 2 cm to the length of each current-year leaf to take into account leaf elongation occurring between November and the following spring. □, current-year leaf; ▨, 1-year-old leaf; ■, 2-year-old leaf.

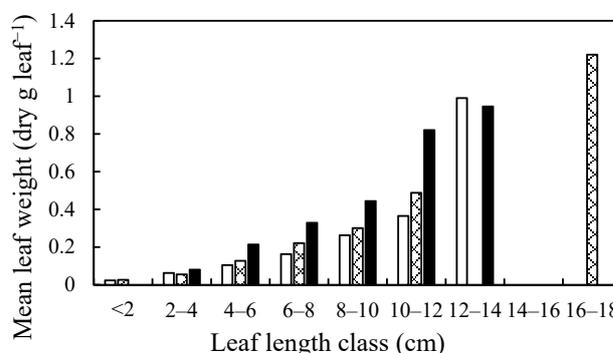


Fig. A4-3. Mean weight of *Cryptomeria japonica* var. *japonica* leaves in each leaf length class.

Leaf-bearing branches of several trees were collected in November 2016 in Iwaki and combined. □, current-year leaf; ▨, 1-year-old leaf; ■, 2-year-old leaf.

2011年福島第一原子力発電所事故後5年間の、福島県のスギ (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) の花粉セシウム¹³⁷濃度

清野 嘉之^{1)*}、赤間 亮夫²⁾、金指 達郎³⁾、志知 幸治⁴⁾、近藤 禎二⁵⁾、
星 比呂志⁶⁾、倉本 哲嗣⁵⁾、藤澤 義武⁷⁾、倉本 恵生⁸⁾

要旨

花粉飛散前のスギ (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) 雄花の測定値をもとに、スギ花粉により再飛散される放射性セシウムの量を的確に推定するため、2011年の東京電力福島第一原子力発電所事故の影響下にあるスギについて、花粉の完成直後(11月)と飛散直前(翌年2月)の雄花と花粉の質量、セシウム¹³⁷(¹³⁷Cs)濃度を調べた。郡山市のスギ林では11月の雄花質量の約1/3が花粉で、雄花と花粉の¹³⁷Cs濃度に有意差はなかった。得られた雄花と花粉の関係を、福島県内の21か所で2011–2015年の毎年11–12月に得たスギ雄花の測定値にあてはめ、花粉¹³⁷Cs濃度を推定した。スギ花粉¹³⁷Cs濃度は年々低下し、2012年春と比べ2016年春の濃度は約8%であった。文部科学省の¹³⁷Cs沈着量の分布マップを利用して求めた、環境からスギ花粉への¹³⁷Cs面移行係数は2012年2月が0.0203 m² dry kg⁻¹、2016年2月は0.00168 m² dry kg⁻¹であった。

キーワード：沈着、分布マップ、雄花、生物季節、放射性セシウム、面移行係数、花粉量年変化

原稿受付：令和元年8月13日 原稿受理：令和元年12月18日

1) 森林総合研究所 植物生態研究領域

2) 森林総合研究所 震災復興・放射性物質研究拠点

3) 元森林総合研究所

4) 森林総合研究所 四国支所

5) 森林総合研究所 林木育種センター

6) 元森林総合研究所 林木育種センター

7) 鹿児島大学

8) 森林総合研究所 森林植生研究領域

* 森林総合研究所 植物生態研究領域 〒305-8687 茨城県つくば市松の里1

論文 (Original article)

照葉樹原生林と他の森林環境において腐肉に誘引されたシデムシ・糞虫群集

上田 明良^{1)*}

要旨

宮崎県綾町において照葉樹原生林、壮齢針葉樹人工林、壮齢二次林、若齢二次林と開放地に腐肉を誘引餌としたピットフォールトラップを設置してシデムシ類と糞虫類を捕獲し、原生林依存種の検出と原生林と他の森林環境の群集の比較を行った。種数と多様度指数は、原生林よりも人工林や壮齢二次林の方が高い傾向がみられた。原生林依存種は検出されず、群集構造は原生林と壮齢針葉樹人工林や壮齢二次林の間に違いはなかった。多くの種は、異なる森林タイプに共通してみられる森林性ジェネラリストとみられるが、クロシデムシ、コクロシデムシおよびフトカドエンマコガネは、壮齢二次林の有意な指標種であった。一方、ツヤエンマコガネは、特に開放地と若齢二次林に多かった。これらのことから、開放地と若齢二次林は、原生林、人工林、壮齢二次林と群集構造が明確に異なっていた。

キーワード：原生林依存種、シデムシ科、コガネムシ上科食糞群、指標種、多様性、腐肉食性甲虫、ピットフォールトラップ

1. はじめに

我が国の照葉樹原生林は、低地にあることからその多くが伐採を受け、断片化・分断化されてきた(九州森林管理局 2019)。九州の照葉樹原生林もその多くが消滅してきたが、比較的広い面積を有する森林がいくつか残されている(服部ら 2003)。そのうちのひとつ、宮崎県綾町の照葉樹原生林(綾の照葉樹林)は約2,500haを有し(九州森林管理局 2019)、ユネスコエコパークに登録されている。このように、綾の照葉樹林とその生態系は貴重なものであり、様々な調査が行われてきた(Tanouchi and Yamamoto 1995 など)。また、服部ら(2005)は、綾の照葉樹林と周辺の二次林や人工林の間で植物相を比較し、二次林や人工林では照葉樹林構成種の種多様性維持が困難であることを示した。昆虫類について、Maeto et al. (2002)は四国において、照葉樹林を含む原生林のカミキリムシ群集が二次林や針葉樹人工林と大きく異なることを示し、原生林の保全が重要であるとした。しかし、これ以外で照葉樹原生林とそれ以外の森林で昆虫相を比較した例はない。

一方、我が国において、昆虫群集を指標とした森林環境評価にはチョウ類とオサムシ科(Carabidae)甲虫が広く用いられてきた(石谷 1996a, b, 尾崎ら 2004 など)。後者はピットフォール(落とし穴)トラップを用いて比較的容易に捕獲調査ができることから、研究だけでなく、環境アセスメントにおいても多用されている。これらのほかに、腐肉に誘引されるシデムシ科甲

虫と糞虫類(コガネムシ上科食糞群:本研究ではセンチコガネ科とコガネムシ科タマオシコガネ亜科)(腐肉に誘引されたシデムシ科甲虫と糞虫類を本研究では「腐肉食性甲虫」と総称する)の群集は森林環境の変化に明確に反応することが知られている(伊藤・青木 1983, 島田 1985, 島田ら 1991, 上田 2014, 2016, 上田ら 2016)。また、腐肉を誘引餌(ベイト)として用いるピットフォールトラップでは、腐肉食性甲虫が多数捕獲され、1林分1トラップでも、その群集構造を把握でき、調査地間の比較に用いることができることが知られている(上田 2015)。

そこで、照葉樹原生林に依存する種の検出と、原生林と他の森林環境の生物多様性を比較することを目的に、綾の照葉樹林を含む様々な森林環境に腐肉をベイトとしたピットフォールトラップを設置して腐肉食性甲虫を捕獲し、その群集を比較した。

2. 材料と方法

2.1 調査地

調査は、宮崎県綾町国有林のうち2096林班を除く2091~98林班および2048林班内で行った。調査地は大森岳(竹野側)林道およびその枝道から20m以上離れた様々な森林環境下の16箇所とし、樹種と林齢に応じて5つのカテゴリーに分けた。すなわち、41~93年生の壮齢針葉樹人工林5箇所を人工林(PL)、広葉樹林は林齢に応じて、184年生以上の照葉樹原生林3箇所

原稿受付：令和元年8月26日 原稿受理：令和元年12月19日

1) 森林総合研究所 北海道支所

* 森林総合研究所 北海道支所 〒062-8516 札幌市豊平区羊ヶ丘7

所 (OG)、53 と 93 年生の壮齢二次林 2 箇所 (SM)、17 ~ 26 年生の若齢二次林 3 箇所 (SY) に、2 年前の幅 20 m の帯状伐採地中央 1 箇所と土場跡の無立木地 2 箇所を開放地 (OP) とした (Table 1)。人工林のうち PL5 はヒノキ、他はスギ人工林であった (Table 1)。PL1 では調査前年に間伐が行われ、樹冠が開いていた。若齢二次林のうち SY2 は、アカマツ、ハイノキ等の疎林で樹木の生育が悪かった。また、伐採地 (OP1) への植林は行われなかった。

2.2 捕獲方法

それぞれの調査地に、魚肉を誘引餌としたピットフォールトラップ (以下トラップ) を 1 基設置した。トラップ設置場所には、あらかじめ長さ 20 cm にカットした塩ビパイプ (三菱樹脂社製 VT 94×114 (内径 94 mm、外径 114 mm)) を、片方の切り口が地表面になるように埋めておいた。トラップには排水のためにカップの上から 50 mm の側面に 2 mm 径の穴を 4 カ所開けた、口径 95 mm、高さ 170 mm の透明プラスチックカップ (旭化成 BIP-720D) を用いた。カップには殺虫・防腐を目的に、プロピレングリコール原液を約 100 ml 入れた。また、ベイトの受け皿として、カップの上から 5 mm の側面に 1.5 mm 径の穴を 3 カ所開け、同じ穴を 3 カ所開けた白色の小型プラスチックカップ (口径 42 mm、高さ 35 mm) を針金で吊した (上田 2015)。ベイトにはサバ切り身 15 g を上記と同じ白色小型カップに詰めて透明プラスチック製の蓋をし、25℃下に 4 日間放置したものを用いた。トラップ設置直前に、ベイト入りカップの蓋を臭いを出すために 1 mm 径の穴を 25 カ所開けたものに取り替え、トラップに吊した同じカップに挿入した (上田 2015)。トラップの上には金属スチルーラック (ダイソー製 300 ジョイントラック 27: 405×250 mm、高さ 30 mm) を被せ、その上に動物と雨よけのためにコンクリートブロック (390×190 mm、高さ 120 mm、11.3 kg) を載せた (上田ら 2016) (Fig. 1)。

捕獲は、林道工事のため入林できなかった 8 月を除き、毎月約 2 週間のブランクを挟みながら 2013 年 4 月下旬から 11 月下旬までの期間行った。すなわち、4 月 25 日に最初の捕獲を開始して、2 週間後の 5 月 9 日に最初の回収を行った。その後、5 月 23 日~6 月 6 日、6 月 20 日~7 月 4 日、7 月 20 日~8 月 1 日、9 月 12 日~26 日、10 月 10 日~26 日、11 月 7 日~21 日と、合計 7 回の捕獲を行った。

2.3 林況調査

2013 年 9 月 11 日の夕方と翌日の朝に、開空度を求めるため、各調査地のトラップ設置場所の真上の高さ 1.2 m 地点で全天空写真を撮影した。撮影にはデジタルカメラ (Nikon Coolpix 4500) と魚眼レンズ (Nikon FC-E8) を用いた。開空度の解析には LIA32 ver.0.378

(山本 2008) を用いた。また、9 月 11 日に、各調査地のトラップ設置場所を中心とした 10×10 m 四方内の胸高直径 (DBH) 5 cm 以上の幹の太さを測定し、樹木の種同定を行った。株立ちの木については、DBH が 5 cm 以上の幹の断面積を合計し、DBH を算出した。測定結果から、樹木密度、胸高断面積合計 (以下 BA)、平均 DBH と最大 DBH を求めた。

2.4 種同定と標本の保存

回収した標本は脱脂綿上で乾燥し、実体顕微鏡 (NIKON SMZ 1500) を用いて同定した。同定には上野ら (1985) と川井ら (2005) を用いた。標本は森林総合研究所九州支所に保管してある。

2.5 データ解析

総捕獲数、種数とシンプソンの多様度指数 (Simpson's diversity index (1/D)) のカテゴリー間の差を比較するため、Kruskal-Wallis 検定を行い、 $P < 0.05$ の場合、Tukey HSD 検定を行った。計算には JMP 8 (SAS Institute 2009) を用いた。各カテゴリーの指標種を検出するため、指標種分析 (Indicator species analysis) を行った。解析には Dufrêne and Legendre (1997) の方法を用い、計算には PC-ORD ver. 6.15 (MjM Software Design 2014) を用いた。この方法では、各カテゴリーにおける相対出現頻度 (relative abundance) とその種が捕獲された相対サイト頻度 (relative frequency) の積から算出した指標値の最大値 (Indicator value: IV) を、ランダム計算より得た平均指標値と比較検定する。各カテゴリー間の捕獲群集を比較するため、各調査地を種毎の捕獲数と Sørensen の類似度指数を用いた非計量多次元尺度構成法 (nonmetric multidimensional scaling; 以下 NMS) で座標付けし、分離状況を図示した。また、カテゴリー内の群集の均一性と、カテゴリー間の分離の有意性を多重応答順列法 (multivariate response permutation procedure; 以下 MRPP) を用いて解析した。これらの計算にも PC-ORD ver. 6.15 (MjM Software Design 2014) を用いた。腐肉食性甲虫群集と森林の状態との関係を解析するため、NMS 解析で得られた各調査地座標の各軸上の値と林齢を含む林況データの関係を直線回帰で解析した。但し、原生林の林齢に 184、土場跡の林齢にゼロ、DBH が 5 cm 以上の立木がなかった調査地の平均 DBH および最大 DBH にゼロを代入し、計算した。計算には JMP 8 (SAS Institute 2009) を用いた。

3. 結果

15 種 3,913 個体の腐肉食性甲虫が捕獲された (Appendix 1)。総捕獲数は、若齢二次林と開放地で少なく、人工林との間で有意差があった (Fig. 2)。同一カテゴリー内の捕獲数は、PL1 と SM2 で少なく、OP1 で多いことが目立った (Fig. 2)。これら総捕獲数は、

**Table 1. 調査地の位置、林況データと開空度
Location, forest data and canopy opening rate of each site**

| Site | Vegetation category | Forest age | Latitude | Longitude | Alt. (m) | Tree ^a density per ha | Trunk basal area per ha (BA) | Mean DBH (diameter at breast height) (cm) | Maximum DBH (cm) | Canopy opening rate ^b (%) | Three dominant tree species |
|------|-------------------------------|------------|-------------|--------------|----------|----------------------------------|------------------------------|---|------------------|--------------------------------------|--|
| PL1 | Conifer plantation forest | 93 | N32°03'56.4 | E131°09'50.1 | 763 | 600 | 57.4 | 34.1 | 42.2 | 12.3 | <i>Cryptomeria japonica</i> |
| PL2 | Conifer plantation forest | 63 | N32°02'08.3 | E131°12'30.7 | 267 | 3000 | 103.0 | 18.2 | 36.0 | 3.9 | <i>Cryptomeria japonica</i> , <i>Quercus myrsinifolia</i> , <i>Machilus thunbergii</i> |
| PL3 | Conifer plantation forest | 63 | N32°02'07.4 | E131°12'19.7 | 336 | 2100 | 78.5 | 18.7 | 42.8 | 3.6 | <i>Cryptomeria japonica</i> , <i>Quercus glauca</i> , <i>Machilus japonica</i> |
| PL4 | Conifer plantation forest | 63 | N32°02'16.8 | E131°12'07.9 | 521 | 2600 | 79.1 | 17.7 | 37.0 | 3.4 | <i>Cryptomeria japonica</i> , <i>Quercus stenophylla</i> , <i>Cerasus jamasakura</i> |
| PL5 | Conifer plantation forest | 41 | N32°03'30.5 | E131°09'59.8 | 719 | 1700 | 75.9 | 23.6 | 31.0 | 2.0 | <i>Chamaecyparis obtusa</i> |
| OG1 | Old growth forest | >184 | N32°02'35.2 | E131°11'49.2 | 593 | 2700 | 97.7 | 13.5 | 86.6 | 1.9 | <i>Distylium racemosum</i> , <i>Quercus sessilifolia</i> , <i>Machilus thunbergii</i> |
| OG2 | Old growth forest | >184 | N32°02'51.1 | E131°11'33.3 | 589 | 1200 | 77.8 | 18.4 | 89.5 | 3.1 | <i>Castanopsis sieboldii</i> , <i>Distylium racemosum</i> , <i>Machilus thunbergii</i> |
| OG3 | Old growth forest | >184 | N32°03'02.9 | E131°11'17.1 | 566 | 1900 | 110.5 | 19.1 | 70.2 | 3.2 | <i>Distylium racemosum</i> , <i>Quercus stenophylla</i> , <i>Machilus thunbergii</i> |
| SM1 | Middle aged secondary forest | 93 | N32°03'18.3 | E131°10'41.1 | 621 | 2400 | 36.9 | 12.1 | 33.4 | 3.2 | <i>Diospyros japonica</i> , <i>Neolisteia aciculata</i> , <i>Quercus gilva</i> |
| SM2 | Middle aged secondary forest | 53 | N32°01'58.9 | E131°12'41.7 | 190 | 1600 | 37.2 | 14.9 | 32.6 | 2.3 | <i>Quercus glauca</i> , <i>Lithocarpus glaber</i> , <i>Cerasus jamasakura</i> |
| SY1 | Young secondary forest | 26 | N32°03'13.2 | E131°10'54.9 | 612 | 500 | 12.0 | 16.9 | 24.3 | 10.7 | <i>Swida macrophylla</i> , <i>Daphniphyllum macropodum</i> , <i>Pinus densiflora</i> |
| SY2 | Young secondary forest | 20 | N32°03'48.2 | E131°09'58.8 | 769 | 0 | 0 | - | - | 59.3 | |
| SY3 | Young secondary forest | 17 | N32°03'19.0 | E131°10'17.7 | 650 | 600 | 9.4 | 11.6 | 29.2 | 31.6 | <i>Lindera erythrocarpa</i> , <i>Acer rufinerve</i> , <i>Neolisteia sericea</i> |
| OP1 | Open land (20m wide clearcut) | 2 | N32°01'54.3 | E131°12'08.6 | 432 | 0 | 0 | - | - | 26.0 | |
| OP2 | Open land (small log yard) | - | N32°03'07.7 | E131°11'09.2 | 546 | 0 | 0 | - | - | 56.5 | |
| OP3 | Open land (small log yard) | - | N32°03'20.3 | E131°10'10.5 | 682 | 0 | 0 | - | - | 74.4 | |

^a2013年9月11日にトランプを中心とした10m四方のプロット内の胸高(約1.2m高)の太さが5cm以上の幹を測定した。Trees of which trunks at breast height (about 1.2 m high above the ground) were thicker than 5 cm were measured in the 10 m square plot of which center was the trap on 11 September, 2013.

^b2013年9月11, 12日にトランプの真上の1.2m高で全天空写真を撮影した。A hemispherical photo was taken at 1.2 m high right over the trap on 11 and 12 September, 2013.

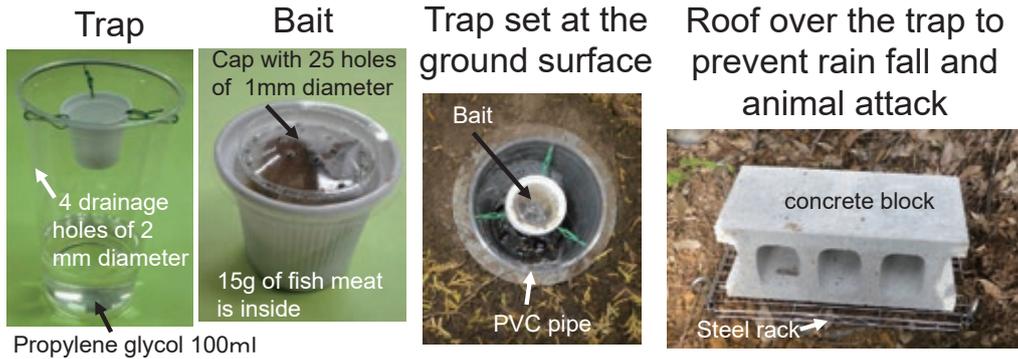


Fig.1. 腐肉を誘引餌としたピットフォールトラップ
Pitfall trap baited with carrion

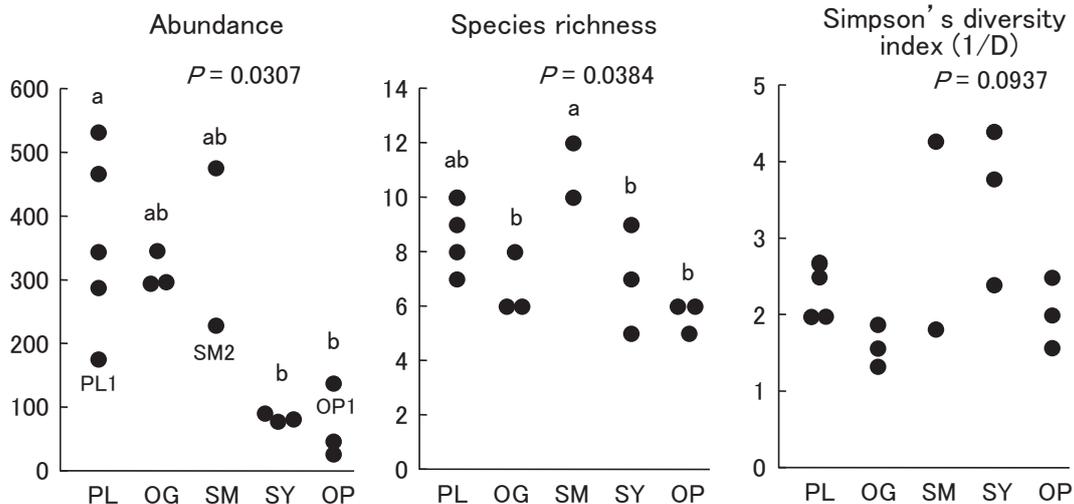


Fig. 2. 各調査地での総捕獲数 (左図)、種数 (中央図) とシンプソンの多様度指数 (1/D) (右図)
Abundance, species richness, and Simpson's diversity index (1/D) at each site.
Kruskal-Wallis 検定結果を図中に示した。上に付したアルファベットが異なるカテゴリー間に Tukey HSD 検定で有意差あり ($P < 0.05$)。カテゴリー名といくつかの座標下に記した調査地名は Table 1 を参照。
 P values in figs show the results of Kruskal-Wallis test. Different characters above points indicated significant ($P < 0.05$) differences between categories by Tukey's HSD test. Site categories below horizontal axes and site names below some points are demonstrated in Table 1.

全捕獲の 60% を占めたセンチコガネの捕獲数の影響を受けていた (Appendix 1)。種数は、原生林、若齢二次林と開放地で少なく、壮齢二次林と有意差があった (Fig. 2)。シンプソンの多様度指数は、カテゴリー間に有意な違いがなかったが、原生林で小さい傾向がみられた (Fig. 2)。

指標種分析では、クロシデムシ、コクロシデムシとフトカドエンマコガネが有意な指標種で、いずれも壮齢二次林でもっとも相対出現頻度が高かった (Table 2)。複数のカテゴリーに出現したため有意な指標種でなかった種のうち、森林性の種、すなわち人工林、原生林と壮齢二次林に多かった種では、ヨツボシモンシデムシとセンチコガネがいずれの森林タイプにも相対出現頻度が高かったのに対し、マメダルマコガネが人工林で、ヒメコブスジコガネ、コブマルエンマコガネ

とクロマルエンマコガネが原生林で相対出現頻度が低かった (Table 2)。ツヤエンマコガネは開放地と若齢二次林にほぼ限定されており、開放地でもっとも相対出現頻度が高かった (Table 2)。

NMS による群集構造解析では、2次元が推奨された。Final stress は 4.93 と小さく、解析結果の信頼性は高かった。第一軸の寄与率が 82.7% と高かった。人工林、原生林と壮齢二次林は、総捕獲数が少なかった PL1 と SM2 を除くと、ほぼ同じ座標となった (Fig. 3)。若齢二次林と開放地の座標はばらつきが大きかったが、他の森林の座標から明確に分離していた (Fig. 3)。MRPP の結果は、群集がカテゴリー内で比較的均一で ($A = 0.313$: 全てのカテゴリーにおいてカテゴリー内の全群集が同一なら $A = 1$ となり、野外データにおいて $A > 0.3$ ならカテゴリー内の群集の均一性がかなり高いとされ

Table 2. 10個体以上捕獲された種における指標種分析結果
Results of indicator species analysis for species captured more than 10 individuals

| Species | Indicator value | | Relative abundance (%) in each category | | | | |
|---|-----------------|-------|---|----|----|----|----|
| | IV | P | PL | OG | SM | SY | OP |
| <i>Nicrophorus concolor</i> クロシデムシ | 75.9 | 0.016 | 11 | 0 | 76 | 6 | 6 |
| <i>N. quadripunctatus</i> ヨツボシモンシデムシ | 33.1 | 0.601 | 33 | 27 | 22 | 8 | 10 |
| <i>Ptomascops morio</i> コクロシデムシ | 80.1 | 0.025 | 10 | 7 | 80 | 1 | 1 |
| <i>Trox opacotuberculatus</i> ヒメコブスジコガネ | 41.0 | 0.227 | 43 | 11 | 41 | 5 | 0 |
| <i>Phelotrupes laevistriatus</i> センチコガネ | 34.6 | 0.315 | 31 | 35 | 30 | 4 | 0 |
| <i>Panelus parvulus</i> マメダルマコガネ | 31.4 | 0.418 | 18 | 47 | 35 | 0 | 0 |
| <i>Onthophagus nitidus</i> ツヤエンマコガネ | 67.2 | 0.054 | 2 | 0 | 1 | 30 | 67 |
| <i>O. atripennis</i> コブマルエンマコガネ | 46.5 | 0.114 | 46 | 12 | 35 | 4 | 2 |
| <i>O. ater</i> クロマルエンマコガネ | 40.2 | 0.337 | 50 | 10 | 39 | 0 | 0 |
| <i>O. fodiens</i> フトカドエンマコガネ | 51.7 | 0.036 | 24 | 4 | 52 | 21 | 0 |

カテゴリー名はTable 1を参照。Site categories are demonstrated in Table 1.

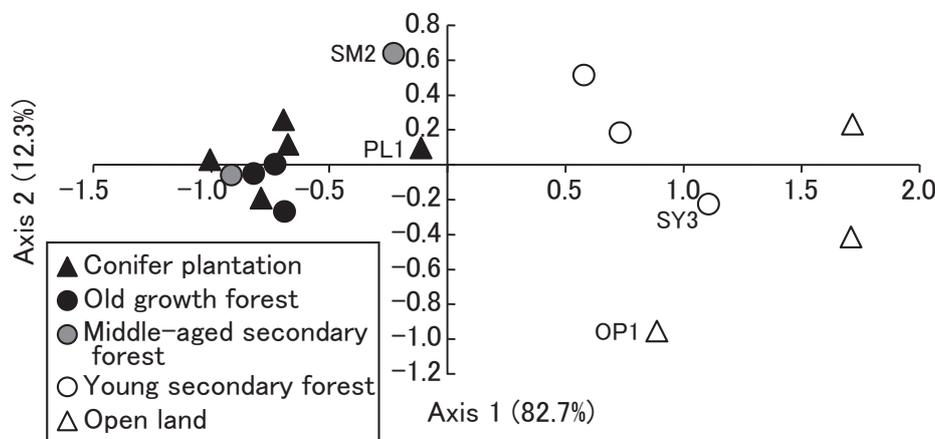


Fig. 3. 各腐肉食性甲虫の捕獲数と Sørensenの類似度指数を用いた非計量多次元尺度構成法(NMS)による各調査地の座標付けの結果

Results of nonmetric multidimensional scaling (NMS) analysis as applied to ordinate sites with Sørensen similarities of the beetle's communities for all sites.

いくつかの座標横に記した調査地名は Table 1 を参照。

Final stress = 4.93. Site names beside some coordinates are demonstrated in Table 1.

ている (McCune and Grace 2002)), カテゴリー間は全体で有意に分離することを示した ($P = 0.0010$)。

森林の状態と群集の関係では、NMSの第一軸値と林齢を含む全ての林況データが有意な相関関係を示した (Table 3)。特に、樹木密度、BAと開空度の相関係数が高かった (Table 3)。逆に、第二軸値はどの林況データとも相関関係はなかった (Table 3)。

4. 考察

シデムシ科甲虫のみを対象としたものを含む我が国における腐肉食性甲虫のこれまでの調査で、森林に多い種、若齢林や樹木密度が低い森林に多い種、開放地に多い種、どの環境にも多い種が存在することが知られている (Katakura and Fukuda 1975, 伊藤・青木 1983, Katakura and Ueno 1985, Katakura et al. 1986, 島田 1985, 島田ら 1991, Ohkawara et al. 1998, Nagano and Suzuki 2003, 上田 2014, 2016, 上田ら 2016)。しかし、生息域によるタイプ分けはこれまで行われていな

Table 3. NMSの各軸値と林況データの直線回帰による相関関係解析結果

Correlation coefficients of liner regression analyses between scores on axes of NMS result and forest data

| | Axis 1 | | Axis 2 | |
|--------------------------|--------|----------|--------|-------|
| | r^2 | P | r^2 | P |
| Forest age | 0.49 | 0.0025 | 0.00 | 0.900 |
| Tree density | 0.74 | < 0.0001 | 0.03 | 0.539 |
| Trunk basal area (BA) | 0.74 | < 0.0001 | 0.01 | 0.685 |
| BA of broad-leaved trees | 0.30 | 0.0267 | 0.00 | 0.917 |
| Mean DBH | 0.46 | 0.0041 | 0.05 | 0.399 |
| Maximum DBH | 0.52 | 0.0016 | 0.00 | 0.892 |
| Canopy opening rate | 0.75 | < 0.0001 | 0.00 | 0.980 |

い。温・寒帯域で甲虫類群集を指標種とした研究は、オサムシ科甲虫で多く行われてきた (Niemelä et al. 1992, 石谷 1996a, b など)。Niemelä et al. (1992) は、針葉樹林を含む4タイプの天然林と草地で調査を行い、オサムシ科甲虫をその生息域から、森林と牧草地

のどちらでもみられる生息域ジェネラリスト (habitat generalist)、4 タイプの森林のいずれにも多い森林性ジェネラリスト (forest generalist)、特定の森林に多い森林性スペシャリスト (forest specialist)、草地に多い草地性種 (meadow species) に分けた。我が国においても、Niemelä et al. (1992) と同様のオサムシ科甲虫のタイプ分けが試みられているが、森林に多い種のほとんどが生息域ジェネラリストか、森林性ジェネラリストで、森林性スペシャリストとしては、放置され高齢化した二次林に多い1種があげられているだけである (松本 2009a, 2012)。松本 (2009b) は、神奈川県大磯町の照葉樹原生林でオサムシ科甲虫を調査し、1 個体だけ捕獲された種の原生林指標種の可能性を示唆しているが、情報が少ないため、森林性スペシャリストと断定はできない。オサムシ科甲虫におけるタイプ分けを本研究の腐肉食性甲虫にあてはめると、森林性スペシャリストにあたる原生林の指標種は存在せず、多くの種が森林性ジェネラリストであり、オサムシ科甲虫のこれまでの結果と似ていた。そして、このことが、壮齢以上の森林内の群集構造がほぼ一致する要因となっていた。壮齢二次林を強く選好した3種 (クロシデムシ、コクロシデムシ、フトカドエンマコガネ) は、壮齢という特定の林齢の広葉樹林に多い種と考えられ、成熟した天然林で調査した Niemelä et al. (1992) の「特定の森林に多い森林性スペシャリスト」とは異なる。このうちの1種、コクロシデムシは、林縁や樹高 8 m 以下の多様な樹種の人工林に多いことが知られている (Nagano and Suzuki 2003)。本研究では、壮齢二次林のうちより若い SM2 で、本種が突出して多かった (Appendix 1)。これらのことから、本種は若齢に近い壮齢林に多いと考えられる。また、クロシデムシとフトカドエンマコガネは、熊本市での検証 (上田 2016) においても、本研究の結果同様に壮齢二次林で個体数が多く、指標種として機能していた。今後、これらの種の生息域をより詳しく調査することで、成熟した天然林には少ないが壮齢林には多いという新たなタイプを設定する必要があると考えられる。開放地に多かった1種、ツヤエンマコガネは、草地性種にあたるが、若齢二次林にも多かった。上田 (2016) では、本種は若齢林の指標種であり、草地的環境である新植地の捕獲数が若齢林よりも少なかった。このような開放地と若齢林に多い種についても、草地性ではない新たなタイプの設定が必要と考えられる。

上田 (2016) では、林齢が高くなるほど腐肉食性甲虫の種数、捕獲数、多様度指数が増加したのに対し、本研究では種数と多様度指数が原生林で小さくなる傾向がみられた。オサムシ科甲虫においても原生林での多様性低下が知られていて、その原因は、原生林では攪乱地に多い種の相対出現頻度が低いことと、原生林依存種が少ないことにあった (Niemelä et al. 1988,

1993, Niemelä 1993)。本研究でも、オサムシ科甲虫と同様に、壮齢二次林の指標種を含む森林性種9種のうち6種が原生林で少なく、開放地の指標種に近かったツヤエンマコガネが不在で、原生林依存種は存在しなかった。上田 (2016) の調査地には原生林は含まれておらず、もっとも林齢の高い森林は63年生の壮齢二次林であった。上田 (2016) の調査地では、このまま大きな攪乱が生じないで林齢が高くなると、腐肉食性甲虫の多様性は低下していくものと予想される。

NMSによる群集構造解析で、壮齢以上の森林の塊となった座標から離れていた PL1 と SM2 では、総捕獲数が少なかった。PL1 では前年に間伐が行われ、樹木密度が低く、開空度が高かった。結果には示していないが、センチコガネ捕獲数は開空度と有意な負の相関があった ($r^2 = 0.46, P = 0.004$)。間伐による攪乱が、最優占種であるセンチコガネの生息密度を下げたと考えられ、これが群集構造に影響した。SM2 は SM1 と同じカテゴリとして扱ったが、林齢が40年若いため、センチコガネが少なかったと考えられ、これが群集構造に影響した。センチコガネ捕獲数は、林齢と強い正の相関を持つことが知られていて (上田 2016)、本研究でも有意な正の相関がみられた ($r^2 = 0.40, P = 0.008$)。

NMSによる群集構造解析では、若齢二次林と開放地の座標が他のカテゴリの座標と明確に離れていた。これは、これらの調査地では、壮齢以上の森林に多かったセンチコガネ、ヨツボシモンシデムシとコブマルエンマコガネが少なかったこと、また開放地の指標種に近かったツヤエンマコガネが多かったことが要因と思われる。開放地のなかでもっとも捕獲数が多く、NMS解析の第一軸値が小さかった OP1 では、森林性のヨツボシモンシデムシが42個体捕獲された。OP1 は20m幅の伐採地の中央、すなわち林縁から両側10mの場所にあつたため、飛翔性の高いヨツボシモンシデムシが、本来の生息地である林内から引きずり出されるようにベイトに誘引され捕獲されたことが、OP1の捕獲数と第一軸値に影響したと考えられる。

NMSの第一軸値は、全ての林況データと有意に相関し、特に樹木密度、BAと開空度との相関が明確であった。上田 (2016) においても林齢、BAと開空度と寄与率81.0%の第一軸値が相関し、特に開空度との相関が明確であった。BAは森林が成熟するほど高くなり、開空度は攪乱が小さいほど低くなると考えられる。これらのことから、腐肉食性甲虫群集は、森林の成熟度や攪乱の程度の優れた指標種と考えられる。しかし、本研究において、壮齢以上の林相では、群集構造にカテゴリ間の違いはなかった。原生林では多様性が低くなる傾向があり、二次林は林齢の影響が大きいと考えられることから、今後、調査地点を増やし、カテゴリを改変することで、壮齢以上の林相における群集

構造の違いが明らかになる可能性がある。腐肉食性甲虫群集の調査は、他の昆虫の多様性調査と比べて、コストがかからず簡易であり、かつ森林環境の指標性が高いことが知られている（上田 2015, 2016）。今後、さらに多様な地域と多様な森林環境下で調査を行い、地域毎の違いや森林環境との関係についてのデータを累積し、腐肉食性甲虫群集の指標種としての有用性を明らかにしていく必要がある。

謝 辞

本研究では、森林総合研究所九州支所の中村明子氏、河野美和氏、河野富美氏にサンプル整理の助力を、同森林生態系研究グループの方々には樹木種同定の助力を、森林総合研究所の尾崎研一博士と元同北海道支所の故伊藤正仁博士に助言を、カナダ森林サービス、アトランティック林業センター（Atlantic Forestry Centre, Canadian Forest Service）の Robert Johns 博士に英文の校閲をしていただいた。また、宮崎森林管理署には、試験地の提供をしていただいた。ここに深謝する。

引用文献

- Dufrière, M. and Legendre, P. (1997) Species assemblages and indicator species: The need for a flexible asymmetrical approach. *Ecol. Monog.*, 67, 345-366.
- 服部 保・南山 典子・石田 弘明・橋本 佳延 (2003) 九州における照葉樹林の種多様性. *人と自然*, 14, 11-19.
- 服部 保・南山 典子・武田 義明 (2005) 綾南川上流域における照葉原生林と二次林・人工林の種組成および種多様性の比較. *人と自然*, 15, 1-8.
- 石谷 正宇 (1996a) 環境指標としてのゴミムシ類 (甲虫目: オサムシ科, ホソクビゴミムシ科) に関する生態学的研究. *比和科学博物館研報*, 34, 1-110.
- 石谷 正宇 (1996b) 環境指標としての地表徘徊性ゴミムシ類. *昆虫と自然*, 31 (12), 2-7.
- 伊藤 正宏・青木 淳一 (1983) 土壤動物群集による横浜市の都市環境の解析: I. ベイトトラップに集まる甲虫類. *横浜国大環境研紀要*, 9, 183-196.
- Katakura, H. and Fukuda, H. (1975) Faunal makeup of ground and carrion beetles in Kamiotoineppu, Hokkaido University Nakagawa Experiment Forest, Northern Japan, with some notes on related problems. *Bull. Col. Exp. For. Hokkaido Univ.*, 32, 75-92.
- Katakura, H. and Ueno, R. (1985) A preliminary study on the faunal make-up and spatio-temporal distribution of carrion beetles (Coleoptera: Silphidae) on the Ishikari coast, northern Japan. *Jap. J. Ecol.*, 35, 461-468.
- Katakura, H., Sonoda, M. and Yoshida, N. (1986) Carrion beetle (Coleoptera, Silphidae) fauna of Hokkaido University Tomakomai experiment forest, Northern Japan, with a note on the habitat preference of a geotrupine species, *Geotrupes laevistriatus* (Coleoptera, Scarabaeidae). *Bull. Col. Exp. For. Hokkaido Univ.*, 43, 43-55.
- 川井 信夫・堀 繁久・河原 正和・稲垣 政志 (2005) 日本産コガネムシ上科図説: 第1巻食糞群. *昆虫文献六本脚*, 東京, 189pp.
- 九州森林管理局 (2019) 綾の照葉樹林, <http://www.rinya.maff.go.jp/kyusyu/aya/syouyoujyurin.html> (参照 2019年7月30日).
- McCune, B. and Grace, J. B. (2002) Analysis of ecological communities. *MjM Software Design*, Gleneden Beach, 300pp.
- Maeto, K., Sato, S. and Miyata, H. (2002) Species diversity of longicorn beetles in humid warm-temperate forests: the impact of forest management practices on old-growth forest species in southwestern Japan. *Biodiv. Conserv.*, 11, 1919-1937.
- 松本 和馬 (2009a) 東京農工大学 Field Museum 多摩丘陵および東京都立七生公園のゴミムシ類群集と林床植生の管理. *環動昆*, 20, 115-125.
- 松本 和馬 (2009b) 神奈川県大磯町高麗山の照葉樹林のゴミムシ類群集. *森林野生動物研究会誌*, 34, 44-47.
- 松本 和馬 (2012) 東京都八王子市戸吹北緑地保全地域における林床植生の管理とゴミムシ類群集. *環動昆*, 23, 9-17.
- MjM Software Design (2014) PC-ORD ver 6.15. *MjM Software Design*, Gleneden Beach.
- Nagano, M. and Suzuki, S. (2003) Phenology and habitat use among Nicrophorine beetles of the genus *Nicrophorus* and *Ptomascopus* (Coleoptera: Silphidae). *Edaphologia*, 73, 1-9.
- Niemelä, J. (1993) Mystery of the missing species: species-abundance distribution of boreal ground-beetles. *Ann. Zool. Fennici.*, 30, 169-172.
- Niemelä, J., Haila, Y., Halme, E., Lahti, T., Pajunen, T. and Punttila, P. (1988) The distribution of carabid beetles in fragments of old coniferous taiga and adjacent managed forest. *Ann. Zool. Fennici.*, 25, 107-119.
- Niemelä, J., Langer, D. and Spence, J. R. (1993) Effects of clear-cut harvesting on boreal ground-beetle assemblages (Coleoptera: Carabidae) in Western Canada. *Conserv. Biol.*, 7, 551-561.
- Niemelä, J., Spence, J. R. and Spence, D. H. (1992) Habitat associations and seasonal activity of ground-beetles (Coleoptera, Carabidae) in Central Alberta. *Can. Ent.*, 124, 521-540.
- Ohkawara, K., Suzuki, S. and Katakura, H. (1998) Competitive interaction and niche differentiation among burying beetles (Silphidae, *Nicrophorus*) in northern Japan. *Entomol. Sci.*, 1, 551-559.

- 尾崎 研一・福山 研二・佐山 勝彦・加藤 哲哉・下村 通誉・伊藤 哲也・吉田 尚生 (2004) 北海道中央部における森林とオープンランドの蝶類群集の比較にもとづく蝶類各種の生息環境分類. 日林誌, 86, 251-257.
- 島田 正文 (1985) 市街地における公園緑地の昆虫生息に関する研究. 造園雑誌, 48 (5), 187-191.
- 島田 正文・高橋 徹雄・丸太 頼一 (1991) 公園緑地における昆虫類の生息環境に関する研究. 造園雑誌, 54 (5), 287-292.
- SAS Institute (2009) JMP 8 ver 8.0.1. SAS Institute, Cary.
- Tanouchi, H. and Yamamoto, S. (1995) Structure and regeneration of canopy species in an old-growth evergreen broad-leaved forest in Aya district, southwestern Japan. *Vegetatio*, 117, 51-60.
- 上野 俊一・黒澤 良彦・佐藤 正孝 (1985) 原色日本甲虫図鑑 (II). 保育社, 大阪, 514pp.
- 上田 明良 (2014) 異なるトラップで採集した植林地・広葉樹林・林道沿いのオサムシ科および腐肉食性甲虫群集. 九州森林研究, 67, 29-32.
- 上田 明良 (2015) 腐肉食性シデムシ科・コガネムシ上科食糞群を指標として用いた森林環境評価手法：捕獲におけるベイトタイプ、トラップタイプおよびトラップ数の効果. 森林総研報, 14, 1-14.
- 上田 明良 (2016) 林齢の異なる小面積林分からなる森林における腐肉食性甲虫（腐肉食性シデムシとコガネムシ上科糞虫）群集の反応. 日林誌, 98, 207-213.
- 上田 明良・刀禰 浩一・佐野 正和 (2016) 沖縄市と名護市の腐肉食性甲虫群集とその季節消長. 九州森林研究, 69, 53-57.
- 山本 一清 (2008) LIA32 ver.0.378, <http://www.agr.nagoya-u.ac.jp/~shinkan/LIA32/> (参照 2014 年 9 月 12 日).

Appendix 1. 各調査地で捕獲されたシデムシ科甲虫と糞虫類
Numbers of silphid and dung beetles collected at each site

| | PL1 | PL2 | PL3 | PL4 | PL5 | OG1 | OG2 | OG3 | SM1 | SM2 | SY1 | SY2 | SY3 | OP1 | OP2 | OP3 | Total |
|--|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-------|
| シデムシ科 Silphidae | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| クワシデムシ <i>Nicrophorus concolor</i> | 0 | 1 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 6 | 2 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 13 |
| ヨツボシモンシデムシ <i>N. quadripunctatus</i> | 51 | 20 | 28 | 41 | 127 | 89 | 22 | 21 | 59 | 12 | 18 | 10 | 10 | 42 | 3 | 3 | 556 |
| コクワシデムシ <i>Ptomascops morio</i> | 1 | 7 | 0 | 3 | 1 | 0 | 0 | 5 | 4 | 34 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 57 |
| ベッコウヒラタシデムシ <i>Catolipha brunneicollis</i> | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 1 | 5 |
| コブスジコガネ科 Trogidae | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| ヒメコブスジコガネ <i>Trox opacoturulatus</i> | 0 | 6 | 2 | 5 | 0 | 2 | 0 | 0 | 2 | 3 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 21 |
| センチコガネ科 Geotrupidae | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| オオセンチコガネ <i>Phelotrupes auratus</i> | 1 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 2 | 0 | 0 | 1 | 0 | 8 |
| センチコガネ <i>Phelotrupes laevistriatus</i> | 92 | 188 | 195 | 358 | 262 | 196 | 299 | 235 | 346 | 71 | 26 | 50 | 12 | 3 | 1 | 5 | 2,339 |
| コガネムシ科 Scarabaeidae | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| マメダルマコガネ <i>Panelus ovatus</i> | 1 | 0 | 3 | 1 | 0 | 3 | 0 | 5 | 0 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 17 |
| ゴホンダイコクコガネ <i>Copris acutidens</i> | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 6 |
| ツノコガネ <i>Liatongus minutus</i> | 0 | 0 | 0 | 1 | 2 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4 |
| ニッコウコエムコガネ <i>Caccobius nikkoensis</i> | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| ツヤエンマコガネ <i>Onthophagus nitidus</i> | 2 | 0 | 0 | 1 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 17 | 12 | 34 | 88 | 37 | 16 | 212 |
| コブマルエンマコガネ <i>O. atripennis</i> | 9 | 87 | 56 | 113 | 49 | 3 | 20 | 26 | 21 | 73 | 4 | 0 | 14 | 3 | 5 | 1 | 484 |
| クワマルエンマコガネ <i>O. ater</i> | 0 | 1 | 1 | 7 | 7 | 0 | 1 | 1 | 2 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 23 |
| フトカドエンマコガネ <i>O. fodiens</i> | 19 | 31 | 3 | 2 | 12 | 0 | 3 | 3 | 34 | 24 | 24 | 8 | 3 | 0 | 0 | 0 | 166 |
| 計 Total | 176 | 344 | 288 | 532 | 467 | 295 | 346 | 297 | 476 | 229 | 91 | 82 | 78 | 138 | 47 | 27 | 3,913 |
| 種数 Species richness | 8 | 9 | 7 | 10 | 10 | 6 | 6 | 8 | 10 | 12 | 7 | 5 | 9 | 6 | 5 | 6 | 15 |

調査地名はTable 1を参照。Site names are demonstrated in Table 1.

Silphid and dung beetle assemblages lured by carrion in old-growth evergreen broad-leaved forests and other forest environments

Akira UEDA^{1)*}

Abstract

To detect species dependent on old-growth evergreen broad-leaved forests and compare assemblages between old-growth and other forest environments, silphid and dung beetles were collected with using carrion baited pitfall traps in old-growths, middle-aged conifer plantations, middle-aged secondary forests, young secondary forests and open lands in the Aya district, Miyazaki Prefecture. Species richness and diversity index were higher in plantations and middle-aged secondary forests than in the old-growths. No old-growth dependent beetle species were found and beetle assemblages were not different among sites in the old-growths, middle-aged conifer plantations, and middle-aged secondary forests. Many species were forest generalists found in several forest types but *Nicrophorus concolor*, *Ptmascops morio*, and *Onthophagus fodiens* were significant indicators of the middle-aged secondary forests. On the other hand, *Onthophagus nitidus* was abundant especially in the open lands and the young secondary forests. These collectively made up the beetle assemblages in the open lands and the young secondary forests different from the old-growths, the plantations, and the middle-aged secondary forests.

Key words: old-growth dependent species, Silphidae, coprophagous group of Scarabaeoidea, indicator species, diversity, carrion beetle, pitfall trap

Received 26 August 2019, Accepted 19 December 2019

1) Hokkaido Research Center, Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI)

* Hokkaido Research Center, FFPRI, 7 Hitsujigaoka, Toyohira, Sapporo, 062-8516 JAPAN; e-mail: akira@ffpri.affrc.go.jp

森林総合研究所研究報告の基本方針

1. 審 査

投稿された論文（論文、短報、ノート、総説、研究資料）は、すべて審査を受けてその採否が決定される。論文の審査方針を次のように定める。

1. 審査の目的

投稿された論文（論文、短報、ノート、総説、研究資料）が、審査の基準に照らして掲載可能か否かを判断することが審査の目的である。

2. 審査の基準

- (1) 新規性：論文の内容が、公知、既発表、または既知のことから容易に導き得るものでないこと。
- (2) 有用性：論文の内容が、学術的に、または実用上なんらかの意味で価値があること。
- (3) 信頼性：論旨が通っており、結論等を信頼するに十分な根拠が示されていること。
さらに、論文はその内容が読者に十分理解できるように簡潔かつ明瞭に記述され、その内容に誤りないことが必要で投稿規程及び執筆要領に規定されたとおりに論文が構成され、記述されていなければならない。

3. 査読者

投稿された論文の査読者2名（ノート及び研究資料の場合1人）は、担当編集委員が選定し、森林総合研究所研究報告編集委員会（以下、「委員会」という）において決定する。査読者の氏名は公表しない。著者との連絡はすべて委員会が行い、査読者は著者と直接連絡しないこととする。

4. 査読の結果

論文は、上記の各項の基準に照らして総合的に審査され、次のいずれかに判定される。

- (1) このまま掲載可。
- (2) 指摘の点を検討・修正の上、編集委員の了承をもって掲載可。
- (3) 指摘の点を検討・修正の上、再審査の必要あり。
- (4) 却下した方がよい（掲載するほどの内容を含まない場合及び掲載すべきでない場合）。
- (5) その他。

(1) から (4) のいずれかに判定し難い時は、(5) と判定されるが、その場合は担当編集者によって、その理由が具体的に示される。

(2)、(3) と判定された論文の場合は、掲載条件が具体的に示されるので、指摘に沿って原稿を修正する。(2) の判定の場合は、重要な内容の訂正を掲載条件としないことを原則とする。2人の査読者がともに (1) または (2) と判定すれば、査読は終了し、掲載可とする。2人の査読者がともに (4) と判定した場合は、却下とする。

1人が (4) と判定し、担当編集者が必要と認めた場合は別の査読者によってさらに査読を行い、その査読者も (4) と判定すれば却下となります。その査読者が掲載可と判定すれば査読は終了し、掲載可となります。(5) については、その理由により委員会の討議を経て、編集委員長が著者及び査読者と協議して対応します。

(2018年8月21日)

2. 投 稿

1. 投稿資格

投稿者は原則として国立研究開発法人森林研究・整備機構森林総合研究所、森林総合研究所林木育種センター、森林総合研究所森林バイオ研究センター（以下「森林総合研究所等」という。）の在職職員とする。その他、元職員、依頼研究員及び共同研究者等が、森林総合研究所等あるいは森林総合研究所等と関係のある場所において研究した成果を含む内容も投稿できる。

2. 原稿の種類

原稿の種類は論文、総説、短報、ノート、及び研究資料とする。論文は、原著論文として他の出版物に投稿または掲載されていないものに限る。総説は特定の課題に関する研究を広くかつ普遍的に総括・説明したものとする。短報は、速報性の高いものを刷り上がり4頁以内にまとめる。ノートは、価値のある新事実または結論を含むものを刷り上がり2頁以内にまとめる。研究資料は観測データ、調査資料等とする。

3. 原稿の提出

投稿者は、別に定める執筆要領に基づき作成した原稿を「研究報告原稿提出書」とともに広報普及科編集刊行係に提出する。なお、共著原稿の提出にあたっては、共著者全員の同意を得ることとする。提出する原稿は電子ファイルとする。

原稿の提出先 〒305-8687 つくば市松の里1
国立研究開発法人 森林研究・整備機構
森林総合研究所 広報普及科 編集刊行係
Tel：029-829-8373 Fax：029-873-0844
E-mail：kanko@ffpri.affrc.go.jp

4. 原稿の修正

修正原稿が2ヶ月以内に、短報及びノートでは3週間以内に再提出されない場合には受付を取り消す。なお、特別な理由により期限内に提出できない場合は、期間延長を編集委員長に文書で申し入れる。

5. 原稿の却下

再審査を終えても受理されない論文等については委員会により却下されることがある。

6. 使用言語

使用言語は日本語または英語とする。

7. 著作権

報告の著作権は国立研究開発法人森林研究・整備機構森林総合研究所に帰属する。掲載論文の全体または一部を他の著作物に利用する場合、事前に編集刊行係に申し出て、編集委員長の許可を得るものとする。

(2018年8月21日)

3. 執筆要領

1. 原稿の書式

原稿は Word®形式の電子ファイルとし、次の書式に従う。

- 1) 和文原稿は、A4 判白紙に、天地左右各 30mm 程度の余白を残し、原則として 10.5 ポイントの文字を使用し、40 字詰め 20 行で横書きで印字する。語や句を区切る際には、「、」「。」を使用。
- 2) 英文原稿は、A4 判白紙に、天地左右各 30mm 程度の余白を残し、原則として 10.5 ポイントの文字を使用し、25 行で印字する。

2. 原稿の構成

原稿の構成は次の順による。

- 1) 和文原稿
 - (1) 表紙<原稿の種類・表題・著者名・所属・英文表題・英文著者名・英名所属・和文ランニングタイトル(全角 25 文字以内)>
 - (2) 英文要旨 (Abstract)、英語キーワード
 - (3) 和文要旨、日本語キーワード
 - (4) 本文
 - (5) 引用文献
 - (6) 図・表・写真の表題と説明・注釈(和文、英文または和英併記)
 - (7) 補足電子資料 (Supplementary data) の表題と説明・注釈
 - (8) 図・表・写真 (別添)
- 2) 英文原稿
 - (1) 表紙<原稿の種類・表題・著者名・所属・和文表題・和文著者名・和名所属・英文ランニングタイトル(空白含め半角 50 文字以内)>
 - (2) 英文要旨 (Abstract)、英語キーワード
 - (3) 和文要旨、日本語キーワード
 - (4) 本文
 - (5) 引用文献
 - (6) 図・表・写真の表題と説明・注釈
 - (7) 補足電子資料 (Supplementary data) の表題と説明・注釈
 - (8) 図・表・写真 (別添)

ただし、ノートは表題・著者名・所属、キーワード、本文(目的、方法、結果などの項目は付けない)、引用文献、図表の表題と説明・注釈、補足電子資料の表題と説明・注釈の順に記述する。原則として、図、表、引用文献は必要最少限とする。

3. 表題

英文表題(サブタイトルを含む)の記載は、先頭の

単語の頭文字を大文字とし、その他の単語は小文字とする。

4. 著者名

英文の場合、著者名の記載は執筆者が通常使用しているローマ字で、名(頭文字を大文字、以後は小文字)、姓(大文字)を記載する(例:Taro SHINRIN)。共著者のあるときは“, ”で区切り、最後の共著者の前に and を入れる。

5. 所属と連絡先

著者の所属は、論文が受付された時点の所属とする。退職者については退職時の所属(和文にのみ元をつける)とする。なお、著者の所属をその対応が容易にわかるように著者の右肩に 1)、2)の番号を付し、脚注に森林総合研究所、研究領域・支所・試験地名等を記載する。また、著者のうち 1 名を連絡先 (corresponding author) とし右肩に所属の番号等に続いて * (アスタリスク) を付し、脚注に連絡先(現在の所属、住所、E-mail アドレス(推奨))を入れる。所属が無い場合は、個人の連絡先(住所または E-mail アドレス等)とする。

6. 要旨

要旨は、論文の目的、方法、結果などを和文では 600 字(短報は 300 字)、英文では 300 語(短報は 150 語)以内で簡潔に記述する。その際、原則として改行は避け、できるだけ略語、慣用語を用いない。また、原則として表、図、式などを本文中の番号で引用しない。ノートについては、要旨は不要とする。

7. キーワード

原稿の内容を的確に表すキーワード(論文、短報、総説及び研究資料は 7 語以内、ノートは 5 語以内)を記載する。キーワードの選定は検索に用いられることを考慮し(調査年等は不適)、英語と日本語を対応させ、記載の順序を揃える。英語は、固有名詞の最初の文字を除き、すべて小文字で書く。

8. 本文/見出し

本文の区分けの表題は中央に 1 行取りで書く。

表題をさらに細分化する場合は、左詰めにしてゴシック指定にする。

見出しで必要な場合は、ポイントシステムを採用してもよい。

英文の見出しは、英文表題の記載と同様に最初の単語の頭文字を大文字表記とする。

9. 英文字記号および英数字

本文中、引用文献中ともに、括弧、カンマ (,)、アポストロフィ (')、ピリオド (.)、セミコロン (;) 等の英文記号を使う場合には、すべて半角で記述する。ローマ数字も半角アルファベットの組み合わせとして記述する。括弧の前後や記号の後には原則として半角スペースを入れる。

具体的には下記の例を参照 (_ は半角スペースを表す)。

- ・・・であると考えられる (堀・河合_1965a_b, Dropkin et al._1979)。
- ・・・堀ら_(1965)_の報告がある。
- ・・・ウスバシロチョウ_(別名ウスバアゲハ)_は、・・・

引用文献

Ahmad, Q. A. (1952) Fungi of East Bengal. *Pakist. J. For.*, 2, 91-115.

10. 引用文献

1) 本文中の引用文献の記載は下記の例に従う。

(_ は半角スペースを表す)

本文末につける場合

(Ahmad_1952)(堀_1965)(Ahmad_1952, 堀_1965)

文中での説明の場合

Ahmad_(1952)_は～ 近年、堀_(1965)_は～

著者が複数の場合等

- ・連名の場合：(Ahmad_and_Baker_1952)(堀・川合_1965a_b) 中点は全角
- ・著者が3名以上の場合：第1著者名の後に「et al.」または「ら」を付す。
(Dropkin_et_al._1979)(Dropkin_ら_1979)
- ・複数の文献の場合：年代順に記載し、同年の文献については、著者名のアルファベット順に記載し、単名を先行とする。また、同名の著者は年代順にまとめて記載する。同名で同年の文献については、年の後に a, b をつけて記載する。
(田中_1984, 1989, 石塚_1988, 1990a_b)
- ・訳本の場合：原著者名(訳本の表記に従い、原著者のファミリーネーム)と原著発行年を引用する。
(ブレーヌ_1989)

2) 引用文献リストは著者名のアルファベット順に記載し、単名を先行とする。同名の著者は年代順に記載する。詳細は下記の例に従う。(_ は半角スペースを表す)

①雑誌を引用する場合

例 Ahmad, Q. A. (1952) Fungi of East Bengal. *Pakist. J. For.*, 2, 91-115.

Baker, C. F. (1914a) A review of some Philippine plant diseases. *Philipp. Agr. & For.*, 3, 157-164.

Baker, C. F. (1914b) First supplement to the list of the lower fungi of the Philippine Islands. *Leaflet. Philipp. Bot.*, 7 (Art113), 2417-2542.

Dropkin, V. H. and Foudin, A. S. (1979) Report of the occurrence of *Bursaphelenchus lignicolus* induced pine wilt disease in Missouri. *Plant Dis. Rep.*, 63, 904-905.

Reunanen, M., Ekman, R. and Heinonen, M. (1989) Analysis of Finnish pine tar from the wreck of Frigate St. Nikolai. *Holzforschung*, 43, 33-39.

- ・誌名の略記法は慣例にならう。
- ・氏名が和文体の場合は、姓と名の間に全角スペースを入れる。(■は全角スペースを、_は半角スペースを表す)

例 森■章_(2001)_イチイガシの種子生産における同化産物投資. *日林誌*, 83, 93-100.

堀■高夫_(1965)_路網計画のための図上地形判定について. *日林誌*, 47, 168-170.

上野■洋二郎_(2000)_森林計画における森林諸機能の最適配分. *日林誌*, 82, 360-363.

田島■正啓・宮島■寛・宮崎■安貞_(1977)_ヒノキパーオキシターゼ・アイソザイムの遺伝子分析. *日林誌*, 59, 173-177.

- ・巻の定めがなく、号のみが定められた雑誌の場合、以下のように表記する。

例 岡田■恵子_(2013)_国民の意識の変化の的確な把握に向けて：内閣府の世論調査から. *社会と調査*, 10, 87-96.

猪内■正雄_(2001)_森林作業の機械化が森林環境にどんな影響を及ぼすのか. *森林科学*, 32, 25-33.

②書籍を引用する場合

例 (本一冊を引用する場合)

三浦■伊八郎・西田■屹二_(1948)_木材化学. 丸善, 690pp.

(複数の著者によって書かれた編集本の特定部分を引用する場合)

沼田■真_(1967)_植物的環境の解析と評価. 森下■正明・吉良■竜夫編“自然：生態学的研究”. 中央公論社, 163-187.

(叢書の特定部分を引用する場合)

川合■眞一・田中■早苗_(1963)_“実用化学講座 17 巻有機化合物の反応(下)”. 第2版. 日本化学会編, 丸善, 210-212.

(欧文の単行書のタイトルはイタリックとする)

Ishii, M. (1996b) Decline and conservation of butterflies in Japan. In Ae, S. A., Hirowatari, T., Ishii, M. and Brower L. P. (eds.) “Decline and Conservation of Butterflies in Japan III”. The Lepidopterological Society of Japan,

Osaka, 157-167.

(訳本を引用する場合は、原著者名(訳本の表記に従い、姓・名の順)や原著発行年等を引用する) ブレーヌ■ジャン_(1989)_(永塚鎮男訳, 2011)_人は土をどうとらえてきたか:_ 土壌学の歴史とペドロジスト群像_ 農山漁村文化協会, 415pp.

- ③ Web ページの引用は、適当な文献資料が利用できないか、または電子テキスト利用の利便性が特に高い場合に限る。引用する場合には、文献の発行年にあたる部分は、当該 Web ページの公表年(更新年)とするが、公表年が無い場合は筆者が当該ページを確認した年次とし、URL と参照日を記載する。ただし、官公庁等の冊子体資料がそのまま PDF ファイル等の形態で公表されている場合には、冊子体の発行年、発行所、ページ数等を引用し、URL のみを併記する。一連の資料・文書が別ファイル化されている場合には、トップページのみ典拠すればよい。

例 環境省 (2004) “農林水産省と環境省の連携による田んぼの生きもの調査”。

<http://www.env.go.jp/nature/satoyama/tanbo.html>, (参照 2008-01-24).

Finger Lakes Resource Conservation & Development Council (2007) “Forest land best management practices in the Finger Lakes Region of New York State”。

<http://www.dnr.cornell.edu/ext/bmp/index.html>, (accessed 2007-11-30).

環境省 (2002) “平成 13 年度オゾン層等の監視結果に関する年次報告書”, 環境省, 122 pp,

<http://www.env.go.jp/earth/report/h14-03/index.html>.

- 3) 私信扱いの情報は、下記の例に従い、本文中に記載する。(_ は半角スペースを表す)

なお、所属については、省略することができる。

(氏名_ 所属_ 私信)

(Name_ Affiliation_ pers_ comm.)

11. 英文校閲

英文原稿及び和文原稿の英文摘要は原稿提出前に必ず英文校閲を受ける。

12. 図・表・写真

1) 図・写真はなるべく高解像度の Jpeg、表は Excel ®形式とする。表については、表題は表の上部に、説明・注釈は表の下部に記載し、図・写真については、表題及び説明・注釈は本文末にまとめて記載する(印刷では図・写真の下部に記載される)。和文原稿の場合は、表題、説明・注釈及び図表は和文、英文または和英併記とする。また、本文中では「Fig.」「Table」「Photo」を使用。

2) 印刷時の図・写真の大きさは、段組幅(82 mm)か頁幅(170 mm)のどちらかを明示する。なお、図・表・写真の挿入箇所を本文に朱書きで明示する。

3) 原則として、表には縦の罫線を用いない。

13. 補足電子資料 (Supplementary data)

紙面の都合上掲載できない図表は、補足電子資料として引用文献の後に付記することができ、本文中にも引用できる。印刷版には引用文献の後に図表の表題と公開 URL を、電子版には全てを公開する(例; Fig_ S1, Table_ S1)。

補足電子資料の掲載は、論文、短報、ノート、総説、研究資料の全てが対象となる。

14. 付録 (Appendix)

本文の内容に補足して掲載したい図表を、付録として誌面の引用文献の後に掲載することができ、本文中にも引用できる(例; Appendix_Fig.1, Appendix_Table_1)

また付録の掲載対象は、論文、総説、研究資料とする。

(2018 年 8 月 21 日)

担当者 御中
To the person concerned

国立研究開発法人 森林研究・整備機構 森林総合研究所
Forestry and Forest Products Research Institute

森林総合研究所研究報告を送付させていただきますのでお受け取り下さい。
貴刊行物と交換願えれば幸いです。なお、貴研究所の名称、住所などを変更
された場合は、下記まで連絡を御願ひ致します。

Please, find an enclosed Bulletin of the Forestry and Forest Products Research Institute.
We greatly appreciate receiving any relevant publications in exchange.
Let us know when the name of your institution and mailing address are changed.

Officer in charge at publication section
Forestry and Forest Products Research Institute
1 Matsunosato, Tsukuba, Ibaraki, 305-8687 Japan
Tel : + 81-29-829-8373 Fax : + 81-29-873-0844
e-mail : kanko@ffpri.affrc.go.jp

2020年3月 発行 森林総合研究所研究報告 第19巻1号 (通巻453号)

編 集 人 森林総合研究所研究報告編集委員会

発 行 人 国立研究開発法人 森林研究・整備機構 森林総合研究所
〒305-8687 茨城県つくば市松の里1番地
電話 : 029-829-8373 Fax : 029-873-0844

製 版・印 刷 前田印刷株式会社
〒305-0836 茨城県つくば市山中152-4
電話 : 029-875-6696 Fax : 029-875-6698

©2020 Forestry and Forest Products Research Institute

本誌から転載・複写する場合は、森林総合研究所の許可を得てください。



page1

人口減少社会における国内林業の将来見通し

: 田村 和也

Projections of forestry in Japanese society with declining population
by Kazuya TAMURA

page45

集約的に管理されたスギ高齢複層林における植栽木の成長の健全性評価

: 宮本 和樹、大谷 達也、酒井 敦、酒井 武、奥田 史郎

Evaluating the soundness of growth performance of planted trees in old-aged multi-storied plantations of Japanese cedar (*Cryptomeria japonica*) under intensive forest management
by Kazuki MIYAMOTO, Tatsuya OTANI, Atsushi SAKAI, Takeshi SAKAI and Shiro OKUDA

page55

日本における2種のトリュフ(アジアクロセイヨウショウロ およびホンセイヨウショウロ)の生息地の土壌特性

: 古澤 仁美、山中 高史、木下 晃彦、仲野 翔太、野口 享太郎、小長谷 啓介

Soil properties in *Tuber himalayense* and *Tuber japonicum* habitats in Japan
by Hitomi FURUSAWA, Takashi YAMANAKA, Akihiko KINOSHITA, Shota NAKANO, Kyotaro NOGUCHI and Keisuke OBASE

page69

積載量が異なるフォワーダを用いた長尺材集材生産性

: 鈴木 秀典、山口 智、宗岡 寛子、佐々木 達也、田中 良明、猪俣 雄太、伊藤 崇之、毛綱 昌弘、瀧 誠志郎、上村 巧、有水 賢吾、吉田 智佳史、山口 浩和、中澤 昌彦、陣川 雅樹、関子 光太郎

Longer log forwarding productivity between different load capacity forwarders
by Hidenori SUZUKI, Satoshi YAMAGUCHI, Hiroko MUNEOKA, Tatsuya SASAKI, Yoshiaki TANAKA, Yuta INOMATA, Takayuki ITO, Masahiro MOZUNA, Seishiro TAKI, Takumi UEMURA, Kengo USUI, Chikashi YOSHIDA, Hirokazu YAMAGUCHI, Masahiko NAKAZAWA Masaki JINKAWA and Kotaro ZUSHI

page79

製材品の曲げ強度における寸法効果パラメータの検討

: 井道 裕史、加藤 英雄、長尾 博文

Influence of the size effect parameter on the bending strength of lumber
by Hirofumi IDO, Hideo KATO and Hirofumi NAGAO

page89

2011年福島第一原子力発電所事故後5年間の、福島県のスギ(*Cryptomeria japonica* var. *japonica*)の花粉セシウム¹³⁷濃度(英文)

: 清野 嘉之、赤間 亮夫、金指 達郎、志知 幸治、近藤 禎二、星 比呂志、倉本 哲嗣、藤澤 義武、倉本 恵生

¹³⁷Cs concentrations in the pollen of sugi (*Cryptomeria japonica* var. *japonica*) over 5 years following the 2011 Fukushima Daiichi Nuclear Power Station accident in Fukushima Prefecture
by Yoshiyuki KIYONO, Akio AKAMA, Tatsuro KANAZASHI, Koji SHICHI, Teiji KONDO, Hiroshi HOSHI, Noritsugu KURAMOTO, Yoshitake FUJISAWA and Shigeo KURAMOTO

page105

照葉樹原生林と他の森林環境において腐肉に誘引されたシテムシ・糞虫群集

: 上田 明良

Silphid and dung beetle assemblages lured by carrion in old-growth evergreen broad-leaved forests and other forest environments
by Akira UEDA