

**我が国林業に適合した
計量分析手法に関する実証研究**

藤野正也

我が国林業に適合した計量分析手法に関する実証研究

目次

第 1 章 課題と方法	1
第 1 節 森林の現況	1
第 2 節 計量分析の必要性	2
第 3 節 論文構成	3
引用文献	4
第 2 章 林業地域分類手法	5
第 1 節 課題と方法	5
第 2 節 分類手法の概観	7
第 3 節 分類手順の詳細	8
第 4 節 林家の林業活動の活発度に関する地域分類	10
第 5 節 まとめ	16
注	17
引用文献	17

第 3 章	分布ラグモデルを適用した森林所有者の造林行動分析	23
第 1 節	課題と方法	23
第 2 節	海外林業における時間の研究	23
第 3 節	我が国における森林所有者の造林行動	23
第 4 節	造林行動に影響を与える金銭的要素	26
第 5 節	造林に関する先行研究	28
第 6 節	造林行動の分析モデルー分布ラグモデルー	29
第 7 節	分布ラグモデルの推定結果とその考察	31
第 8 節	分布ラグモデルのシミュレーション分析	33
第 9 節	造林行動の分析モデルー部分調整モデルー	35
第 10 節	部分調整モデルの推定結果とその考察	36
第 11 節	まとめ	39
注		41
引用文献		43

第 4 章	マイクロデータを用いた森林所有者の間伐実施の意志決定構造	44
第 1 節	課題と方法	44
第 2 節	マイクロデータ研究	44
第 3 節	海外林業での先行研究	44
第 4 節	我が国林業でのマイクロデータ研究	45
第 5 節	間伐をとりまく状況	45
第 6 節	間伐実施の意思決定	46
第 7 節	調査地の概要	47
第 8 節	アンケート調査の概要	48
第 9 節	間伐実施に関する分析	48
第 10 節	考察	51
第 11 節	結論	52
注		52
引用文献		52

第 5 章	伐出システムの違いによる生産性の比較	54
第 1 節	課題と方法	54
第 2 節	先行研究における生産性分析	55
第 3 節	我が国の素材生産技術の展開	55
第 4 節	使用データの吟味	56
第 5 節	使用変数と推定方法	57
第 6 節	推定結果	60
第 7 節	車両系生産システムの優位性の検討	62
第 8 節	まとめ	65
	注	66
	引用文献	66
補論	パネル単位根検定とパネル共和分検定	69
第 1 節	パネル単位根検定	69
第 2 節	パネル共和分検定	71
	注	73
	引用文献	74
第 6 章	まとめ	75
第 1 節	各章のまとめ	75
第 2 節	本研究の政策的意義	75
第 3 節	本研究の今後の課題	76
第 4 節	我が国林業において分析手法開発が急がれる分野	77

第 1 章 課題と方法

第 1 節 森林の現況

第 1 項 世界の森林の現況

世界的な森林減少が叫ばれて久しい。国連食糧農業機関 (FAO) の「世界森林資源評価 2005 (FRA2005)」によると、世界の森林面積は、2000 年には 39 億 9 千万 ha であったのが、2005 年には 39 億 5 千万 ha にまで減少している。特に減少が大きいのがアフリカと南米で、それぞれ年平均 400 万 ha 以上の森林が減少しており、毎年 0.5% の減少率となっている。他方、アジアでは森林面積が増加傾向にある。これは中国が大規模な造林を行っているということが理由として考えられる。さらに、ヨーロッパでは 1990 年代から森林面積が増加しており、世界的にみると二極化傾向にあるともいえる。

また、石油の枯渇などへの不安などから、再生可能資源として木材が注目されている。FAO によると、2007 年における世界の産業用丸太消費量は 17 億 722 万 m³ で、10 年前の 1997 年に比べて 1 億 6,775 万 m³ (1997 年比 11%) の増加となり、これまでにない高い水準で取引が行われている。

このような中、地球温暖化ガスである二酸化炭素の吸収源として森林が脚光を浴びている。特に、2001 年に行われた COP7 において採択されたマラケシュ合意により、クリーン開発メカニズム (CDM) の運用が定められた。これにより、経済的な枠組みの中で二酸化炭素の量が取引されるようになり、造林や森林の保全が重要な位置づけになってきている。すでに造林が終わっている場合は、適切な管理を行わないと吸収源とは認められないことから、適切な管理の下で森林を再生して利用することが求められている。

これらが指し示していることは、世界の木材利用は、熱帯林などの天然林利用から、人の手によって造林・育林された人工林利用へと大きく移っていきつつあるということである。つまり、木材の供給地が、開発途上国から先進国へと移りつつあると言い換えることができる。

第 2 項 日本の林業の特徴

我が国は、国土の 67% が森林におおわれており、木材としての利用を想定して作られ人工林が 41% を占めている (林野庁 2010)。終戦当時は木材資源が枯渇し、需給バランスが大きく崩れていたが、戦後 60 年かけてこれだけのストックを実現しており、他国に先駆け、森林を管理して木材利用を行ってきたといえる。この間、人工林経営のノウハウが蓄積されてきていることから、今後、日本の森林・林業が世界の森林・林業のモデルとなることが期待される。

一方で、我が国は木材の自給率は低く、荒廃した森林も増えてきており、豊富な森林資源や人工林経営のノウハウを十分には生かし切れていない。適切な管理の下で、持続可能な林業経営を行い、木材を供給できる状況を生み出すには、我が国林業の生産構造を分析することで問題点を明らかにし、解決策を見つけ出すことが必要である。他産業では経済分析や経営分析が多数行われてきたが、林業に関しては有用な分析は少ない。その要因は我が国林業の特殊性に起因するところが大きいと思われる。

そもそも我が国の林業は、50 年程度かけて樹木を成長させて伐採を行うことを前提としているが、生産期間がこれほど長期に亘る産業は皆無といってもよいほどである。このため、生産途中で諸条

件が変化し、当初の目論見通りには行かないことがほとんどであると考えられる。その一方で、気候が温暖であり、人間側が何もしなくても樹木が成長するため、人為的な管理が行われないことも多い。また、樹木が成長すると木材としての価値が増加することから、木材をいつ伐採するかが明瞭ではなく、結果的に資産保持的になりやすい。このため、他産業とは異なり、経済合理性が働きにくいと考えられる。そして、スギやヒノキ等の人工林の場合、15年生程度になってくると、数年に一度程度、保育作業を行うだけでよくなるため、作業が間断的になる。さらに、何年後にどの作業を行わなければならないと言うことは明確には決まっていないため、作業の実施時期は時々状況に左右されやすい。その上、森林には水源涵養や二酸化炭素吸収などの外部経済効果があることから、単純に林業の経済性のみを論じることは難しい。

森林は当然ながら気候や土壌などの自然条件の影響を受けやすく、地域性が強い。林業も森林のあり方に依存することから、地域性が強い。たとえば、我が国の中でも、雪の多い北海道と温暖な九州とでは、植生が異なり、たとえ同じ樹種であっても成長量や形態は異なってくる。また、同じ樹種を育てようとしても、雪が多い地域と台風が多い地域とでは管理の方法も異なってくる。さらに、斜面の傾斜の具合によっても管理上、気をつけなければならない事柄が異なってくる。このような自然条件の違いによる地域性もあるが、これまでに行われてきた森林管理の状況も地域によって異なる。林道、作業道等の整備状況や、需要者の状況などの社会的な諸条件も異なってくる。このため、技術の応用は容易ではない。

林業の担い手に注目すると、戦後の日本では、自己所有林の管理を森林所有者またはその家族が行い、自家労働でまかなわれてきた。このため、林業センサス等の統計で表面的なデータ収集は可能であったが、収益がどれくらいあるのか、どれくらいの労働力が森林に投入されたのか等、林業の実態を掴むことが難しかった。その上、近年では自家労働による森林管理があまり行われておらず、森林所有者を分析対象として林業を語る事が困難な状況となっている。一方で、民間事業者は零細であり、活動場所が山の中であることから、これも活動を把握することは難しい。我が国では林業の現場は労働条件が劣悪と言われており、若い人が就職しようとしても、現実には厳しいものがある。

生産の重要な要素である資本については、林業では零細企業が多いことから、資本投下が行われにくい。また、林業機械の価格が高いにもかかわらず、我が国の林業に適したものではないため、実際の使い勝手も良いとは言い難く、新規設備投資を行うには難しい状況である。さらに、生産技術もあまりイノベーションが進んでおらず、生産構造のリストラクチャリングが遅れている。この一因には、林業への新規参入が難しく、既存の事業者がなかなか淘汰されにくいということが挙げられる。また、過去に林業が儲かった時期があったことから、過去の成功体験に基づき、いろいろな行動が習慣づけられてしまい、新しい技術や機械を取り入れにくくなっていることも考えられる。

そして、国や県の政策については、長期計画が実質的には機能しておらず、絵に描いた餅になっているところが多い。また、ことあるごとに補助金をつけて古い生産構造を維持しているため、新陳代謝が進まずにいる。さらに、政策の目的が産業育成を目指しているとは言い難いものであり、国として生産力が増加しないという一因になっていると考えられる。

このため、これら特徴をふまえた分析を行い、政策立案、意志決定を行う必要がある。

第2節 計量分析の必要性

現実の政策、特に経済政策については、その有効性や効果がどれほどあるのかが重要である。そ

してその評価は数量的に行われることが多い。例えば GDP が何%増えた、雇用が何人分増加した、ということが重視される。そこで問題となるのが、どの政策をとるのが最も有効なのか、ということである。いろいろな政策が考えられるため、その比較検討が必要になる。より精度の高い検討を行うには、経済構造や社会構造などをモデル化し、政策の影響がどこにどれだけ出るのかを計量する必要がある。

一方で、学術研究においても計量分析は多く行われている。自然科学分野では多くの研究で統計的手法が用いられていたり、社会科学分野でも計量経済学や金融工学などで計量分析が行われていたりしている。

このように、政策立案においても学術研究においても計量分析は一般的な手法であるにも関わらず、我が国の林業研究においては計量分析があまり行われてこなかった。ここでいう林業研究とは、森林の成長や林業機械についての研究ではなく、産業としての林業の研究である。近年の主な計量分析としては、製材業を分析した嶋瀬他(2006)、関(2008, 2009)、森林所有者について分析した藤掛(2005)、林他(2006)、松本他(2007)、紙産業について分析した加藤(2008)、森林政策を分析した栗山他(2006)などが挙げられる。しかし、非計量分析と比べ、数多く行われているとはいえない。

本来であれば、林業政策学、林業経済学の研究者は、林業がいかなる経済構造のもとで成り立っているのかを明らかにし、政策が実行されることで木材の供給量がどれだけ増えるのか、木材価格はどのようになるのかなどを数量的に解明しなければならない。そして、海外林業との比較や、農業などの他産業との比較を客観的に行い、産業としての林業の強化策を議論するべきであろう。そのためには計量分析を行い、比較を容易にする必要がある。

我が国の林業研究において計量分析があまり行われてこなかった要因はいろいろと考えられるが、自然を相手にした産業の特徴である地域性の強さを挙げることができる。地域における林業や木材関連産業への依存状況など、社会的な地域性もあることから、個別の事例研究が重視されていったものと推測される。そして、生産期間が50年を超えるような超長期であり、計量分析の枠組みを設定しにくいということも要因の1つであると考えられる。これに付随して、森林所有者が必ずしも金銭的な合理性のみに基づいて行動しているわけではないと考えられることから、経済学的な分析が容易ではなかったことも影響していると思われる。さらには、林業の実態に関するデータ収集が困難であることなども、我が国の林業研究における計量分析の進展を阻害してきた要因と考えられる。そこで、本論文は、我が国林業の特徴をふまえた計量分析手法を提示し、統計データなどを用いて、提示した手法の適合性を検証することを目的とする。

第3節 論文構成

本論文の章別構成は次の通りである。第2章では、林業の地域性を把握するための分析手法を考案するの開發を行う。従来の議論では、林業に関する一面を捉えて地域性を論じることがしばしば行われていたが、ここでは森林の動態や社会経済的など、多様な側面から林業を捉え、地域性と共通性を明らかにする手法を検討する。

次いで第3章では、「時間」についてのアプローチ方法を検討する。生産期間が50年を超えるような我が国林業において、もっとも「時間」が影響してくるのは投資を行うとき、すなわち、造林を行うときである。そこで、森林所有者の造林行動に対する「時間」の影響を明らかにするアプローチ方法を

提案する。

第 4 章では、経済合理性が働きにくい中で、どのような要因が林業に影響を与え、林業活動を規定しているのかを分析する手法を検討する。近年、多くの研究分野ではマイクロデータを用いた研究が盛んに行われている。そこで、焦眉の課題となっている間伐について、マイクロデータを収集し、森林所有者の間伐に対する意志決定を事例として、手法の検討を行うことにする。

第 5 章では、技術問題の中でも特に重要な「生産性」をどのように分析するかを議論する。他産業では生産性についての研究や実務が盛んに行われているが、我が国林業において、生産性はあまり注目されてこなかった。しかし、海外林業に押し負けている現状では、生産性を高めることで低い木材価格でも利益をあげることが必要である。特に、素材生産における生産性が木材供給に直結することから、素材生産における生産性分析手法について検討する。

最後に、第 6 章では第 2 章から第 5 章までのまとめを行い、本研究が林業政策にどのように貢献できるのか、今後の展望を述べる。

引用文献

藤掛一郎(2005) 間伐遅れと実質立木価格:初回間伐までの経過時間の比例危険率モデルによる分析. 日本森林学会誌 87:323-330.

林 雅秀・野田 巖・山田康裕(2006) 森林所有者の森林経営への意欲に影響する要因:大分県における森林所有者調査から. 林業経済研究 52(3):1-11.

加藤智章(2008) 我が国紙市場の競争度の計測—推測的変動モデルによる実証分析—. 林業経済 61(7):1-16.

栗山浩一・寺脇 拓・吉田謙太郎・興梶克久(2006) コンジョイント分析による森林ゾーニング政策の評価. 林業経済研究 52(2):17-22.

関 庚鐸(2008) 指数法を用いた日本製材業の生産性変化の分析. 林業経済研究 54(3):1-6.

関 庚鐸(2009) 日本における製材業の生産構造と技術変化に関する経済分析. 日本森林学会誌 91:27-34.

松本美香・泉 英二・藤原三夫(2007) 持続可能な森林経営のための施業シナリオ:森林資源予測モデルを用いた愛媛県久万町での検証. 日本森林学会誌 89:31-38.

林野庁(2010) 都道府県別 森林率・人工林率

(<http://www.rinya.maff.go.jp/toukei/genkyou/shinrin-jinkou.htm> 2010年4月25日 参照)

嶋瀬拓也・立花 敏(2006) わが国製材業の製品出荷における木材輸送量・距離:ウッド・マイルー
ジ. 日本森林学会誌 88:87-94.

第 2 章 林業地域分類手法

第 1 節 課題と方法

林業には、地理的要因、経済的要因など、多様かつ複雑な要因が影響を及ぼしている。このため、林業を分析するためには、対象地域の特性を総合的に把握した客観的な地域分類を行うことが重要である。

地域分類に関する研究は、地理学および農業経済学分野で盛んに行われてきた。その中でも、児島(1962)が特に知られている。児島は農業の経済的地帯形成原理を導き出し、その原理に基づき、各種統計指標値を利用して地域類型化を試みた。児島の研究はその後、農林水産省の、農業地域類型区分(山間農業地域、中間農業地域等)へと発展し、現在も用いられている。ただし、分類方法としては主要指標値の大小で区分を行う簡素なものであり、児島(1971)以降、多変量解析が地域分類の中心的手法となる。手法別でみると、主成分分析または因子分析(児島, 1971; 尾藤, 1985), クラスタ分析(上田, 1985; 穆・笠原, 2000), 主成分分析または因子分析とクラスタ分析の併用(小野原・土屋, 1977; 山中, 1982; 斉藤, 1982; 笠原, 1986; 農林漁業金融公庫, 1991, 1992; 能美, 2005), 判別分析(今野, 1981), 因子分析と正準相関分析の併用(北村; 1982), クラスタ分析と判別分析の併用(森, 1989)というように、複数の手法を併用した研究が多い。

一方、林政分野では、森林のゾーニングに関するものが多く、数量化Ⅱ類を用いた「森林の機能別調査実施要領について」(昭和 52 年 1 月 18 日付け林野計第 532 号 林野庁長官通達), 数量化Ⅱ類とⅢ類を併用した川田・松村(2003), AHP を用いた興梠(2003)等が挙げられる。地域分類の研究は主成分分析とクラスタ分析を併用した岸根(1979)の地域分類や、離散型データを用いたクラスタ分析による黒川(1981)の地域分類が挙げられる。

本章の課題は、外的基準を持たない場合における新しい地域分類手法を提示するとともに、これを実際のデータを用いて林業地域分類に適応することによって、その手順や特徴を整理することにある。

林業は多様な要因が複雑に関連している産業であるため、地域分類には多変数を用いて分類することが望ましい。また、分類に際しては、先行研究にみられるように、複数の手法を組み合わせる方が効果的と考えられる。有力な方法として、これまで、分類結果の解釈の容易さから、使用変数を主成分分析により集約し、主成分スコアを算出し、これを用いてクラスタ分析を実施する方法が適用されてきた。しかし、この方法には、主成分スコアを用いることで、主成分分析本来の線形性の仮定を容認せざるを得ないという欠点がある。

本稿では、この点を補い、かつ、地域分類をより客観的に行いうる手法を提案する。この手法は端的に言えば、分析データに対して、まず主成分分析を行い、自己組織化マップ(SOM)アルゴリズムを用いて次元圧縮を行い、Ward 法を用いてクラスタリングし、解釈を主成分スコアにより行おうとするものである。

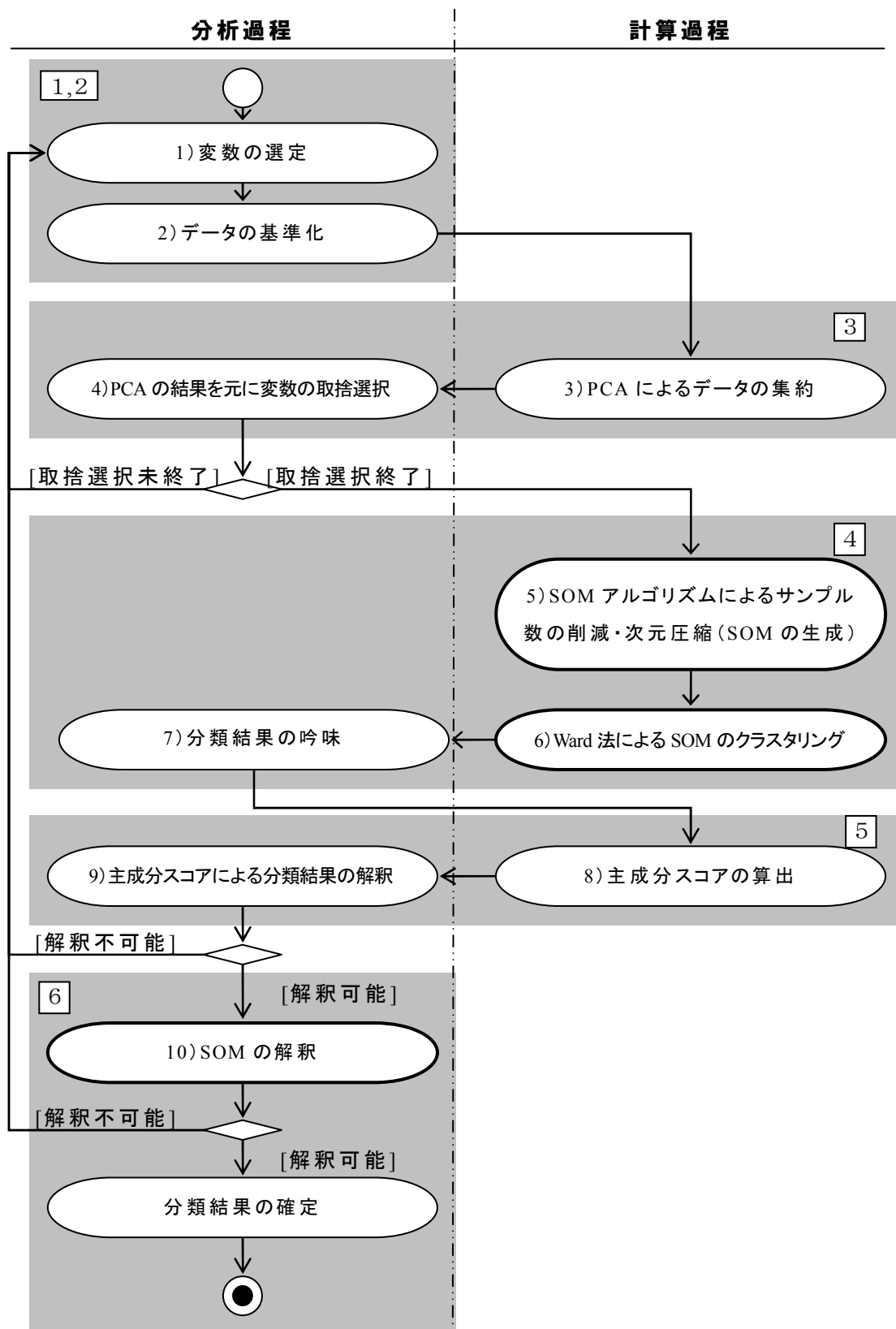


図 2-1 分類手順のアクティビティ図

外的基準を持たない分類の場合、分類結果は、最終的には分析者による主観的な判断に委ねられざるを得ず、先行研究ではこれの克服が不十分であった。しかし、本方法は、多変量データを用いて客観的に分類を行うことが出来るため、判断のための有効な手段となる。図 2-1 は、この手順を UML のアクティビティ図に表したものである。以下に、各手法の概要を述べる。

第 2 節 分類手法の概観

第 1 項 Ward 法

クラスター分析は、分類を行う方法の総称であり、外的基準を持たない分類を行う際に用いられる。アルゴリズムや距離の測定方法について多数の研究が行われており、最も一般的な分類手法と言える。クラスター分析の各手法については、Anderberg(1988)、神嶋(2003a, 2003b)等に詳しい説明がある。

Ward 法は、Ward(1963)および Ward and Hook(1963)により考案されたアルゴリズムであり、クラスター分析の中でも極めて優れたものであると言われ、最も用いられている分類方法の一つである⁽¹⁾。Ward 法は、非類似度をもとに、最も距離の近いものからクラスターを逐次合併していく階層的な手法と呼ばれるクラスター分析手法の1つである。この合併過程は、デンドログラム(樹形図)として図示することが可能であり、分類結果の解釈が容易となることから、本稿においても採用する。

第 2 項 自己組織化マップアルゴリズム

近年注目されている分類手法として、自己組織化マップ(SOM:Self-Organizing Maps)アルゴリズムがある。SOM アルゴリズムは、ニューラルネットワークアルゴリズム(NNA)の1つで、Kohonen(1984)によって開発された。SOM アルゴリズムそのものを SOM と呼ぶ場合もあるが、本稿では、SOM は、SOM アルゴリズムにより生成された地図を表すこととする。

SOM アルゴリズムは、大脳皮質における視覚情報処理に着想を得た数理モデルであり、非線形な主成分分析という説明をされることもある(徳高・藤村・山川, 2002; Rhee *et al.*, 2005)。線形の主成分分析では、事実上、変数の持つ全ての情報量を用いてクラスタリングを行うことが不可能であるのに対し、SOM アルゴリズムでは、変数の持つ全ての情報量を2次元に集約する。なお、2次元であることは本質的ではなく、視覚的に理解しやすいからである。

SOM アルゴリズムの基本は次の通りである。入力データは k 個の変数を持ち、サンプル数は h とする。また、 $m \times n$ 行列に配置されたノード(神経細胞)それぞれに対して、参照ベクトルと呼ばれるランダムな k 次元ベクトルがあると仮定する。このとき、入力データ x が与えられると、それは、入力データに最も近いユークリッド距離のノード(「勝者」ノードと呼ばれる)に振り分けられる。勝者ノード及びその近傍のノードの参照ベクトルは、入力ベクトルの値に近づくよう更新され、次の入力データが与えられる。勝者の決定は、(2.1)式により、また、参照ベクトルの更新(NNA では、更新の過程を「学習」と呼ぶ)は(2.2)式および(2.3)式により行われる。

$$\|m_c - x\| = \min_i \|m_i - x\| \dots \dots \dots (2.1)$$

ただし、 m :ノードの参照ベクトル、 x :入力データのベクトル、 i :ノード番号、 c :勝者ノード番号。

$$m_i := m_i + h_{ci}(x - m_i) \dots\dots\dots (2.2)$$

$$h_{ci} = \alpha \exp \left\{ -\frac{\|r_i - r_c\|^2}{2\sigma^2} \right\} \dots\dots\dots (2.3)$$

上式中、 h_{ci} は近傍関数と呼ばれ、 $:=$ は更新を表す。

ただし、 α : 学習の強さを表す定数、 r_i : i 番目のノードの 2 次元配列上での位置を表すベクトル、 σ : 近傍の広がりを決める正の定数。

このような計算手順を繰り返すことで、各ノードの参照ベクトルは、入力データのベクトルに近づき、最終的に、入力データは 2 次元上に配置されたノードに振り分けられ、SOM が完成する。

SOM アルゴリズムを用いて地域分類を行う場合、各ノードの参照ベクトルを変数ごとに取り出したマップ(「変数マップ」と呼ぶ)を観察することで、どの変数が分類結果に大きな影響を与えているかを理解することが出来る。

ノードの配置は 2 次元で表現されるが、SOM 全体としては、水平または垂直方向そのものに意味はなく、また、SOM 上の距離は多次元空間での距離に正比例するものではない。SOM 上の距離が意味することは、互いに近くに配置されているノードは関係性が高い、ということのみである。このため、ノード間の距離を色もしくは濃淡で示せば、色調の変化により距離を感覚的に把握することが可能である。等差級数的に色調が変化し、グラデーションが鮮やかに描かれる変数マップは「優勢」な変数マップと呼ばれ、SOM 生成への寄与が高く、SOM の評価を行ううえで重要である。

サンプルが予め分類されていない場合、完成した SOM から分類を行うには各ノードのベクトルを Ward 法によるクラスター分析で分類するのが最も有効である。

第 3 項 主成分分析

主成分分析(PCA:Principal Component Analysis)は、多変数が持つ情報量の次元を圧縮して表現するために、多変数から主成分と呼ばれる新しい変数を合成する方法である。新変数 z は、元の変数 x_j に w_j という重みが付けられ、合成される。

紙面の都合上、省略するが、PCA のみを用いた地域分類は、主成分スコアを用いて散布図を描き、複数の散布図から得た知見を総合的に判断して分析対象の分類を行おうとするものである。

第 3 節 分類手順の詳細

第 1 項 分類手順

本項では分類手順について述べる。片括弧付き番号は、図 2-1 の片括弧付き番号の分類手順と対応しているので参照されたい。

1) 変数の選定

まず、変数を選択する際にカテゴリを設け、各カテゴリに属する数ができるだけ均等となるように選定を行う。

2) データの基準化

選定された変数の平均が 0、分散が 1 となるよう基準化を行う。これは、人数や面積など、単位が異なる変数を同時に扱えるようにするためである。

3) PCAによるデータの集約

基準化した変数を用いて、第1次的接近として PCA を行う。SOM アルゴリズムが非線形であるため、PCA も非線形で行う方が良いと考えられる。しかし、現在のところ、線形 PCA の信頼性に匹敵するだけの非線形 PCA が開発されていないため、本稿では線形 PCA を用いる。

4) PCAの結果を元に変数の取捨選択

主成分の数は、あまり多くても結果の解釈が困難になるので、変数の取捨選択を行った後、できる限り少数個にするのが良いと思われる。

5) SOMアルゴリズムによるサンプル数の削減・次元圧縮

続けて、先に基準化した変数を、SOM アルゴリズムにより二次元平面上に投影することにより、サンプル数の削減と次元圧縮を行い、SOM を生成する。これにより第1段階の分類が行われる。SOM を変数ごとに見た変数マップを観察することにより、生成された SOM 全体を評価することが出来る。しかし、変数が多くなると、優勢な変数マップを見つけることが困難になることが多いため、本稿では SOM の解釈を行う前に、各ノードをクラスター分析により分類する。

6) Ward法によるSOMのクラスタリング

次に、SOM を構成するノードを、Ward 法を適用して分類する。これにより、主成分スコアを用いることで主成分分析本来の線形性の仮定を容認せざるを得ない、という、先行研究の分類方法の欠点を補うことが可能となり、また、分類結果の解釈を比較的分かりやすく行うことが出来る。

7) 分類結果の吟味

そして、変数マップと Ward 法での分類結果と、分析者が必要とするクラスター数を相互に照らし合わせながら、分類結果の吟味を行う。

8) 主成分スコアの算出

ここで、ノード毎に主成分スコアの算出を行う。

9) 主成分スコアによる分類結果の解釈

算出した主成分スコアにより、分類結果を解釈する。主成分スコアを用いることで、分類結果の解釈を比較的わかりやすく行うことが出来る。

10) SOMの解釈

最後に、分類結果の解釈を参考にしながら、SOM 全体の解釈を行う。分類結果の解釈が困難である場合、もしくは SOM 全体の解釈が困難である場合は、データの選定に問題があると考えられることから、手順の最初からやり直す。

第2項 分類手順の特徴

本稿で提示する分類手法とこれまでの分類手法との大きな違いは、SOM アルゴリズムを使用する点である。SOM アルゴリズムの使用により、従来の PCA では可視化が困難であった3次元以上のデータを、2次元で表現することが可能となる。これらにより、クラスター分析の結果をより直感的に理解しやすくなる。

もう1つの特徴は、使用サンプル数の圧縮である。階層クラスター法はアルゴリズムの関係から、扱うサンプル数が増えると計算に時間がかかり、分類結果の図示が困難となる。そこで、多数のサンプルを少数個のノードに振り分けることにより、使用サンプル数を圧縮させ、大規模データのクラスタリングを比較的容易に行うことが重要となってくる。

ところで、本稿同様、数種類の手法を組み合わせて分類を行った研究として、オンラインゲーム産業の分類を行った Lee *et al.* (2004) が挙げられる。Lee *et al.* (2004) は PCA の代わりに共分散構造分析を用いて使用変数を集約し、SOM を生成した後、K-means 法を適用してクラスター分析を行っている。分類手順としては、本稿と同様の発想であるが、共分散構造分析は本来、人間の心理を分析する手法として開発されたものであることから、本稿では PCA を用いることにした。また、K-means 法は大規模データのクラスタリングに強みを発揮する手法ではあるが、デンドログラムによりクラスタリングの過程が分かる Ward 法の方が地域分類には、より適していると判断される。

第 4 節 林家の林業活動の活発度に関する地域分類

本節では、本稿で提示した方法が実用に資するものであるか否かを検証するために、現実のデータを用いて、林業地域の分類を行うことにする。図 2-1 に、各項と分類手順との対応関係を記載しているので参照されたい。なお、図中の囲み番号およびメッシュは、本節の項番号に対応している。

第 1 項 使用データの選定

岸根 (1979) は、森林の最適施業区分計画において、自然条件の他に経済条件や社会条件が重要であると述べている。これらは、林業研究を行う上で重要な視点であると考えられ、分類においてはこれらを考慮すべきである。このような方針で、表 2-4 に記載の統計資料等の収集を行った結果、現実的に利用可能なデータは、自然条件および経済条件に関するデータのみであった。社会条件としては、当初、伝統的林業地の存否、林業政策の内容等を想定したが、これらに関しては現実的に利用可能なデータを收拾することが出来なかった。

本研究は、林家の林業活動について調べることを目的とすることから、私有林に関するデータを用いるのが望ましいが、私有林に関しては、使用可能なデータに限られる。とまれ、民有林に関する資料は存在する。私有林は民有林の 8 割以上を占めることから、民有林に関するデータは私有林の林業活動をほぼ具現したものとみなし、これを用いて分析を行うことにした。主に使用するデータベースは 2000 年世界農林業センサス(以下、2000 年センサスと呼ぶ)である。

また、地域区分は都府県を単位とする。都府県を単位とするのは、経済データが都府県単位では公表されていても、市町村単位や集落単位のデータが使用できない場合が多いためである。また、気候風土等の相違から、北海道と沖縄県は分析対象としない。都府県データを用いることから、地域内に有名林業地が存在しても、地域全体として見た場合に、林業活動が盛んではない地域と判断される場合もありうることに留意する必要がある。逆に、平野部が多い地域や都市部が多い地域であっても、林家の林業活動が盛んな地域と判断される場合もありうる。このように、都府県データを用いることで、市町村データや集落データを用いる場合よりも誤差が大きくなる可能性は否定できない。この点に関しては、詳細なデータの入手が可能でありさえすれば、都府県単位での分類を行った後、対象とする都府県内の市町村データもしくは集落データを用いて、より詳しい分類を行えばよい。

第 2 項 分類に使用する変数の選択基準

自然条件を表す変数として森林資源に関するデータを、また、経済条件を表す変数として林業活動および川下産業に関するデータを用いることとした。そして、それぞれ現況と動態を表すように、収

集・選定・加工・基準化を行った。本稿では 2000 年センサスを主に用いることから、現況は 2000 年現在の数値を、動態は 1990 年から 2000 年の間の数値変化を、それぞれ用いることにした。これにより分析に用いた変数の数は 81 となる。変数の定義および資料の出所については表 2-4 に示す通りである。

第 3 項 主成分分析結果の吟味

分析の第 1 段階として、81 変数を主成分分析で取捨選択・集約することにした。主成分分析は、SPSS11 を用いて行った。その際、各主成分の固有値が 1 以上、主成分の数は変数選択条件数に現況と動態を加味して 4 個程度、かつ、2 つの条件に属する変数の数になるべく同数となるよう、取捨選択を行った。

表 2-1 は、主成分分析の結果を表したものである。種々検討した結果、変数を 6 個の主成分に集約し、27 個の変数を採用するのが妥当であると判断した。変数の集約度を表す累積寄与率は 89.9% であり、27 変数の持つ情報量を概ね集約することができた。解釈に用いる主成分の数としては少し多いとは思われるが、バリマックス回転前の第 6 主成分の寄与率が 5% を越えていることから、採用することにした。

表 2-5 は各変数の主成分負荷量を、表 2-6 は各都府県の主成分スコアをそれぞれ表したものである。これらから、主成分を意味づけると、第 1 主成分は年齢構成の動態を表し、符号が正の場合は間伐対象年齢が、負の場合は伐採対象年齢が多いことを意味するといえる。第 2 主成分は林業活動の現況を表し、正の場合は林業活動が活発であり、負の場合は不活発であると解釈できる。第 3 主成分は森林資源量の現況を表し、正の場合は森林資源量が豊富であり、負の場合は貧弱であるとみとれる。第 4 主成分は樹種構成の現況を表し、正の場合はヒノキが、負の場合はスギが多いと解釈しうる。第 5 主成分は森林資源量の動態を表し、正の場合は資源量の増加を、負の場合は減少を表すと読みとれる。第 6 主成分は樹種構成の動態を表し、正の場合はヒノキ人工林の増加を、負の場合はヒノキ人工林の減少を表すと解釈できる。

表 2-1 主成分分析の固有値と寄与率

主成分 No.	固有値	バリマックス回転前		回転後	
		寄与率(%)	累積寄与率(%)	寄与率(%)	累積寄与率(%)
1	10.5	38.8	38.8	22.0	22.0
2	4.8	17.7	56.4	21.7	43.7
3	3.2	11.7	68.1	18.1	61.8
4	2.4	8.9	77.0	10.3	72.0
5	2.1	7.8	84.9	10.0	82.1
6	1.4	5.0	89.9	7.8	89.9

第4項 SOM アルゴリズムの適用と Ward 法による分類

次に、採用された 27 変数を用いて、SOM アルゴリズムにより各都府県を 2 次元マップに配置し、SOM を生成した。生成を行うにあたっては、Viscovery SOMine 4.0 (Eudaptics 社製) を用いた。各ノードは六角形とし、ノード数は 446 個とした。マップ生成には四角形格子も使われるが、六角形格子の方がより少ないノードで効率的にデータ空間の特徴を視覚化しうる。

本稿では、都府県データを用いざるを得ないため、サンプル数は 45 個であり、ノード数よりも少なく、SOM アルゴリズムを用いる利点の一つである使用サンプル数の削減効果は有効に機能しなかった。

図 2-2 は、生成された変数マップである。これをみると、民有林針葉樹人工林間伐対象面積や木材粗生産額は鮮やかなグラデーションで描かれていると思われる。一方、民有林針葉樹人工林面積増加率、民有林針葉樹人工林面積率増加率、民有林スギ人工林面積率増加率はほぼ同じ色で描かれており、変数マップ全体がほぼ平坦であると読み取れる。これらから、民有林針葉樹人工林間伐対象面積や木材粗生産額は SOM 生成に大きく寄与しているが、民有林針葉樹人工林面積増加率、民有林針葉樹人工林面積率増加率、民有林スギ人工林面積率増加率はあまり寄与していないことが示唆される。しかし、その他の変数については判断が難しい。変数マップの解釈については、明確な指標はなく、このように主観に頼らざるを得ない場合がある。また、本稿の分析では変数が多いため、全ての変数について、それぞれを比較するのは困難である。

そこで、SOM の解釈は後に行うこととし、先に Ward 法によりクラスター分析を行うこととした。解釈のしやすさと、実際に調査を行うことを考慮すると、クラスター数はできる限り少なく、例えば 3~5 個程度が妥当ではある。しかし、クラスター数の決定には、初めから 3~5 個程度を想定するのではなく、これよりも多いクラスター数をも考慮に入れ、判断するのが良いと考える。

図 2-3 は生成された SOM に 6 クラスターの区分結果と 8 クラスターの区分結果を重ねたものであり、図 2-4 はクラスターの合併過程を示したデンドログラムである。これらを元に、以下のように考察し、クラスター数を決定した。

まず、SOM 全体は B1, B2, B3, B4 を含むクラスター(クラスター I)と、B5, B6, B7, B8 を含むクラスター(クラスター II)に分けられ、それぞれに、ほぼ同数のノードが含まれている。クラスター I は Step4 で、ほぼ同じ大きさの 3 個のクラスターに分割されている。Step6 では、B1 と B3 が分割されるが、他と比較して B1 に含まれるノード数は少ない。

一方、クラスター II は、Step3 で分割される B8 には千葉県しか含まれず、独立したクラスターとして扱うには小さすぎる。Step5 では、B5 と B6 を含むクラスターが、他の 2 個に比べ大きい。Step7 で B5 と B6 は分割されるものの、Step7 での総クラスター数は 8 個であり、これ以上は細分化され過ぎと考える。

以上から、Step5 においてクラスター数を 6 と決定するのが適当であると判断した。このため、B1 および B3 を C1 に、B4 を C2 に、B2 を C3 に、B5 および B6 を C4 に、B7 を C5 に、B8 を C6 に、それぞれ呼び名を代えて、これ以降の分析で用いることとする。

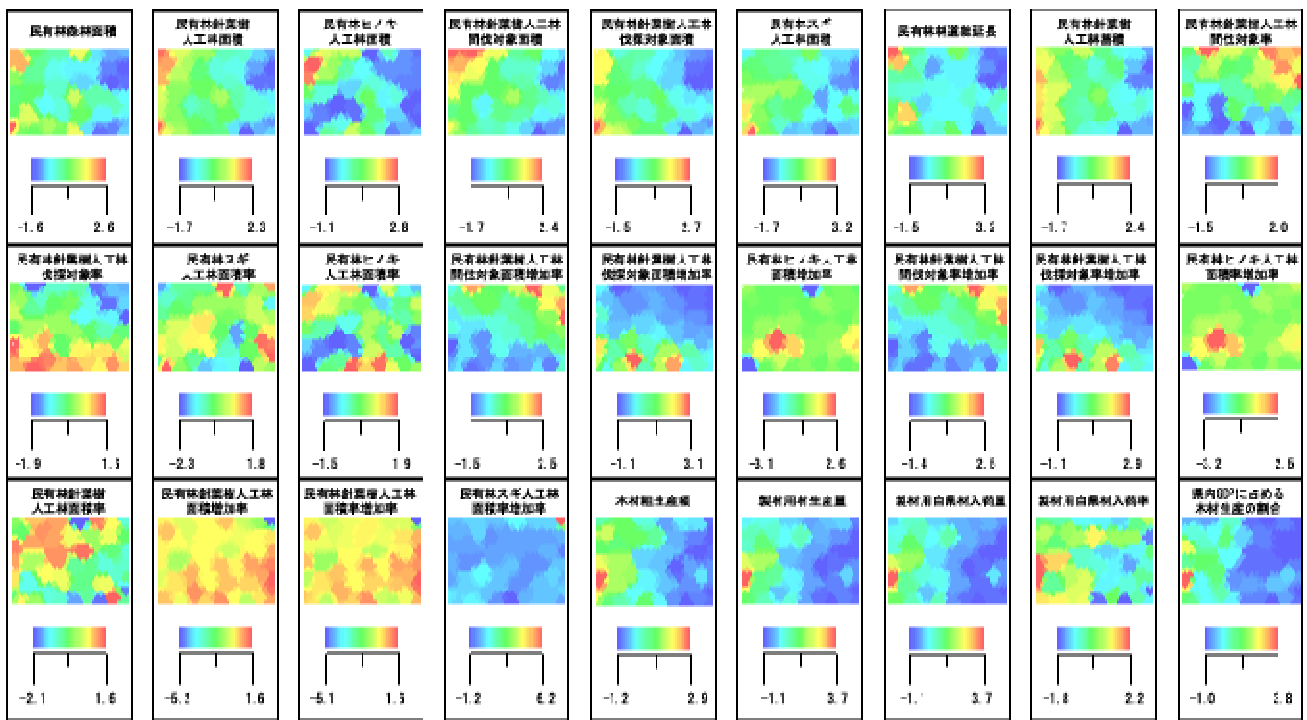


図 2-2 SOM アルゴリズムにより生成された変数マップ

注：図中，数値は，それぞれ変数の最小値と最大値を表しており，最大値は赤色，最小値は青色，中間値は緑色に対応している。

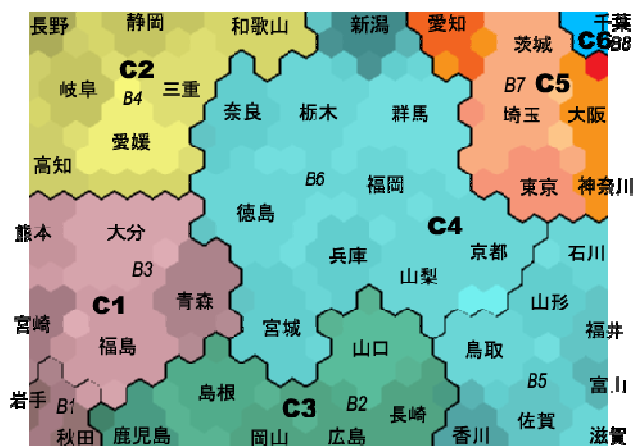


図 2-3 6 クラスターの区分結果と 8 クラスターの区分結果を重ねた自己組織化マップ

注：図中，6 クラスターは色で，8 クラスターは線で，それぞれ区分結果を表している。クラスターのラベルは，6 クラスターは C，8 クラスターは B となっている。この図から，クラスターの大きさ，含まれる地域の位置関係が直感的に分かるようになっている。

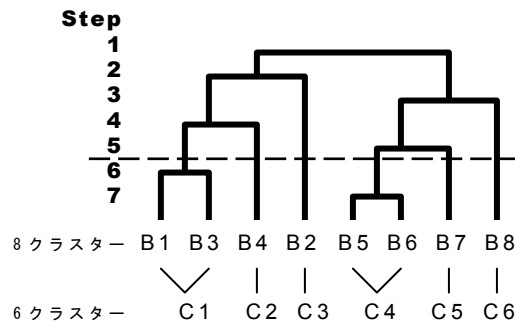


図 2-4 8 クラスターの合併過程を表したデンドログラム

第 5 項 分類結果の解釈

第 4 項で分類された 6 クラスターを、先に算出した主成分スコアにより解釈する。表 2-2 はクラスターに含まれる地域の一覧であり、表 2-3 は、クラスター別主成分スコアの平均値を示したものである。図 2-3、表 2-2 および表 2-3 から、各クラスターの特徴を見ることにする。

C1: 岩手県、秋田県、宮崎県等の 7 県が属する。第 1 主成分が大きくマイナス、第 2 主成分が大きくプラス、第 3 主成分が大きくプラスである。第 5 主成分はややプラスで、第 4 主成分、第 6 主成分がマイナスであり、ヒノキが減ってスギが増えていることが分かる。森林資源が充実し、林業活動が活発であることから、このクラスターは林家の林業活動が「活発」な林業地であると判断される。

C2: このクラスターには、岐阜県、三重県、和歌山県等、7 県が属する。第 1 主成分スコアがプラス、第 2 主成分が大きくプラス、第 3 主成分が大きくプラス、第 5 主成分がマイナスである。第 4 主成分はプラス、第 6 主成分はマイナスであり、近年、ヒノキ人工林の割合が減っているものの、依然としてヒノキ人工林が多い地域と考えられる。このクラスターでは、資源量としては減少傾向にあるが、現在の森林資源が充実していることから、林家の林業活動が「やや活発」な林業地を表すと判断される。

C3: 岡山県、山口県、鹿児島県等、6 県が属する。第 1 主成分が大きくマイナス、第 2 主成分がほぼゼロ、第 3 主成分がプラス、第 5 主成分がプラスである。第 4 主成分がプラス、第 6 主成分がほぼゼロであり、ヒノキが多い。このクラスターに属する地域では、全体としてみれば、森林資源の充実に伴い、林業活動が持ち直してきたと思われる。林家の林業活動が、活発とも不活発とも、「どちらとも言えない」林業地であると言えよう。

このクラスターには長崎県が属している。長崎県は森林面積も小さく、木材生産量も比較的少ない。計算上、このクラスターに属することになるが、これは、民有林針葉樹人工林伐採対象面積増加率や民有林針葉樹人工林伐採対象率増加率等、第 1 主成分を形成する変数の影響によるものであり、長崎県の特徴を表していると考えられる。

C4: 栃木県、兵庫県、佐賀県等、18 府県が属し、一番大きなクラスターである。第 1 主成分のスコアはプラス、第 2 主成分のそれはマイナス、第 3 主成分はマイナス、第 5 主成分はプラスであり、間伐対象面積がやや多い。また、第 4 主成分がマイナス、第 6 主成分がプラスであり、面積としては比較的広いとは言えないものの、ヒノキ人工林の割合が増えている。このように、このクラスターは、林業活動はあまり活発とは言いがたいことから、林家の林業活動が「やや不活発」な林業地と考えられる。このクラスターに属する県は全国的に見て平均的と思われる。

C5:これには、東京都、神奈川県、大阪府等、6都府県が属する。第1主成分が大きくプラス、第2主成分が大きくマイナス、第3主成分が大きくマイナス、第5主成分がややマイナスである。第4主成分がマイナス、第6主成分がプラスであり、近年、ヒノキが増えているものの、全国的には少ない方である。林業活動の現況は芳しくなく、間伐対象面積がこの10年で大きく増えていることから、林家の林業活動が「不活発」な林業地であると判断される。

C6:千葉県のみが属する。主成分の動向は、第5主成分が大きくマイナスである以外、C5とほぼ同じであり、SOMマップをみても、C5とC6は右上隅に位置する。これらから、C6はC5と同じく、林家の林業活動が「不活発」な林業地と見なすことができる。

表 2-2 各クラスターに含まれる地域の一覧

クラスター番号	地域数	地域名
C1	7	青森、岩手、秋田、福島、熊本、大分、宮崎
C2	7	長野、岐阜、静岡、三重、和歌山、愛媛、高知
C3	6	島根、岡山、広島、山口、長崎、鹿児島
C4	18	宮城、山形、栃木、群馬、新潟、富山、石川、福井、山梨、滋賀、京都、奈良、兵庫、鳥取、徳島、香川、福岡、佐賀
C5	6	茨城、埼玉、東京、神奈川、愛知、大阪
C6	1	千葉

表 2-3 クラスター別主成分スコアの平均

クラスター番号	第1主成分 年齢構成の動態	第2主成分 林業活動の現況	第3主成分 森林資源量の現況	第4主成分 樹種構成の現況	第5主成分 森林資源量の動態	第6主成分 樹種構成の動態
C1	-7.32	10.73	7.54	-2.14	0.24	-1.90
C2	1.28	5.37	6.39	3.76	-0.17	-1.08
C3	-6.05	-0.41	1.60	2.28	1.76	-0.09
C4	1.14	-3.39	-2.79	-1.10	0.64	0.73
C5	10.10	-7.60	-8.32	-0.10	-0.84	1.09
C6	9.63	-6.05	-8.79	-4.58	-16.41	0.91

第6項 SOMの解釈

SOM アルゴリズムは神経回路の学習に発想を得ていることから、ノードの配置は人間の直感に近いものとなるはずである。本研究の場合、林家の林業活動に関して、活発な地域から不活発な地域へと、連続して配置されることが期待される。図 2-3 によれば、SOM の左下隅には林家の林業活動が「活発」な林業地が、右上隅には「不活発」な林業地が配置され、右上隅から左下隅への軸が、

林家の林業活動の活発度を表す軸となっていると解釈される。この方向に沿っていくと、SOM の中心部には林家の林業活動が平均的な林業地が配置されることになる。生成された SOM の中心部には「どちらとも言えない」林業地ではなく、「やや不活発」な林業地が位置しており、我が国の平均的な林家の林業活動は「やや不活発」であることが分かる。このように、分類結果と SOM の解釈がずれた原因としては、各変数の分布が歪んでいることに由来すると考えられる。

しかしながら、全体としてみると、都府県の配置は、林家の林業活動に関して、直感的な分類と大きな差は見られず、概ね適当な位置に分類されたと思料される。これにより、45 都府県を 5 地域に分類することが適当であると判断される。

図 2-5 は林業地域の分類結果を示したものである。この図から、中部地方および九州地方が他地域と比べ、林家の林業活動が活発であることがわかる。また、関東地方は全体的に林業活動が不活発であることがみてとれる。

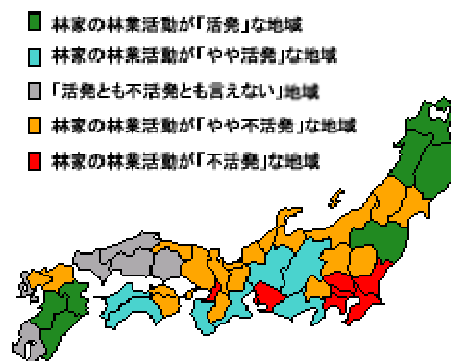


図 2-5 林業地域の分類結果

第 5 節 まとめ

本章では、林業に関わる多様かつ複雑な要因を考慮し、地域分類の手法として、単独の手法を用いるのではなく、SOM アルゴリズムに主成分分析と Ward 法によるクラスター分析を併用した、より客観的な総合的分類方法を考案し、この方法の手順や特徴を、現実の林家の林業活動に関するデータを用いて整理した。地域分類に SOM アルゴリズムを援用したことにより、分類結果の視角化が容易となり、直感的に分類結果を理解することが可能となった。

種々の分析の結果、全国は 5 地域に分類しようとみなしてよいことが判明した。この 5 地域分類から、研究の対象地を選択し、それぞれを比較検討することによって、日本全体の林家の林業活動について言及することができると思う。

データの制約上、本研究では都府県単位のデータにより分類を試みたため、SOM アルゴリズムを用いる利点の一つである、使用サンプル数の削減効果は有効に機能しなかった。しかし、サンプル数の多い詳細なデータが揃いさえすれば、この問題は克服され、より実用的な分類が可能となり、森林・林業政策の実践および研究に有用な情報を提供することになるであろう。また、本研究と同様の手順を用いることによって、別基準による総合的な地域分類を行うことも可能となる。本章で提示した

分類手法は、森林科学分野においても適用範囲が広いと考える。森林のゾーニングへの応用や、例えば、国勢調査のメッシュデータと植生分布のメッシュデータを組み合わせて、人間の活動と植生の関係についての全国規模での分類や、航空写真の画像処理結果の分類・解釈を行うなど、大規模なデータ処理を必要とする際に、より威力を発揮するものと考えられる。

今後の課題として、この手法が実情をどれほど捉えているかについて検証を行うことで、有効性をより強固なものにする必要がある。また、クラスター数や主成分の数などの判断基準となる指標の開発、生成された SOM に対する変数マップの寄与率を測定する方法の開発等が残されている。

注

(1) Anderberg (1988) p.186 を参照。

引用文献

- Anderberg, M. R. (1988) クラスタ分析とその応用 (西田英郎監訳). 442pp, 内田老鶴圃.
- 尾藤章雄 (1985) 持家住宅分布からみた東京大都市圏の地域構造. 地理学評論 58A (9): 559-576.
- 圓川隆夫 (1988) 多変量のデータ解析. 181pp, 朝倉書店.
- Hartigan, J. A. (1983) クラスタ分析 (西田晴彦他訳). 453pp, マイクロソフトウェア.
- 神島敏弘 (2003a) データマイニング分野のクラスタリング手法 (1) - クラスタリングを使ってみよう! - . 人工知能学会誌 18:59-65.
- 神島敏弘 (2003b) データマイニング分野のクラスタリング手法 (2) - 大規模データへの挑戦と次元の呪いの克服 - . 人工知能学会誌 18:170-176.
- 笠原浩三 (1986) 農業の地帯区分と地域分析. 鳥取大学農学部研究報告 39:121-136.
- 川田伸治・松村直人 (2003) 三重県型森林ゾーニングと森林の機能評価手法の検討. 中森研 51:101-104.
- 岸根卓郎 (1979) 森林資源の最適利用計画シミュレーション - 森林の最適施業区分計画シミュレーション -. 農林業問題研究 15:1-8.
- 北村修二 (1982) 農家の兼業からみた日本農業の地域構造. 地理学評論 55:739-756.
- Kohonen, T. (1984) Self-Organization and Associative Memory. 255pp, Springer-Verlag.
- Kohonen, T. (1996) 自己組織化マップ (徳高平蔵他訳). 455pp, シュプリンガー・フェアラーク東京.
- 児島俊弘 (1962) 農業の経済的地帯形成と地帯分画. 361pp, 農業総合研究所研.
- 児島俊弘 (1971) 主成分分析における結果解釈過程の構造 - 農業部門結合の地域型検出に関連して -. 農業総合研究 25 (2):189-215.
- 今野行男 (1981) 北海道農業の営農類型別地域区分. (農政の経済分析 下. 高嶋正彦・黒柳俊雄編著, 明文書房). 121-136.
- 興梠克久 (2003) 森林の機能的ゾーニングの手法に関する一考察. 林業経済 55 (10):2-18.

- 黒川泰亨(1981) 離散変量型クラスター分析による山村集落の類型化. 92 回日林学大会発表論文集 : 57-58.
- Lee, S.C., Suh, Y.H., Kim, J.K. and Lee, K.J. (2004) A cross-national market segmentation of online game industry using SOM. *Expert Systems with Applications*. 27: 559-570.
- 森昭(1989) 地域農業計画の策定に関する研究. 農業研究センター研究報告 14:1-37.
- 穆月英・笠原浩三(2000) Grey クラスターによる中国農業の地域間考察. 2000 年度日本農業経済学会論文集:241-246.
- 能美誠(2005) 農業地域区分・時期区分手法論. 357pp, 農林統計協会.
- 農林漁業金融公庫(1991) 中山間地における地域構造の分析とその類型化. 長期金融 71: 1-161.
- 農林漁業金融公庫(1992) 全国市町村の類型化と地域分析. 長期金融 73:1-165.
- 小野原虎彦・土屋圭造(1977) 主成分分析法およびクラスター分析法による福岡県南部の農業地域区分. 九州大学農学部学芸雑誌 32:101-112.
- Rhee, J.L., Lee, K.L., Kim, C.K., Yim, Y.S., Chung, S.W., Wei, J., and Bellgardt, K.H. (2005) Classification of two-dimensional fluorescence spectra using self-organizing maps. *Biochemical Engineering Journal* 22:135-144.
- 齊藤一弥(1982) 東京大都市圏の社会・経済的地域構造. 人文地理 34:363-377.
- 徳高平蔵・藤村喜久郎・山川烈監修(2002) 自己組織化マップ応用事例集. 200pp, 海文堂.
- 上田尚一(1985) クラスター分析の適用計画(2). 龍谷大学経済経営論集 24:149-165.
- Ward, Jr. J. H. (1963) Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function. *J. Amer. Statist. Assoc.* 58: 236-244.
- Ward, Jr. J. H. and Hook, M, E. (1963) Application of a Hierarchical Grouping Procedure to a Problem of Grouping Profiles. *Educ. and Psychol. Measurement*. 23: 69-82.
- 山口和範・高橋淳一・竹内光悦(2004) 多変量解析の基本と仕組み. 239pp, 秀和システム.
- 山中守(1982) コンピュータによる農業集落区分と農業開発計画. 九州東海大学農学部紀要 1: 17-34.

表 2-4 分析に用いた変数の定義および資料の出所

条件	変数名	資料の出所	定義	
自然条件	現況	民有林森林面積	センサス(2000)	
		民有林針葉樹人工林面積	センサス(2000)	
		民有林ヒノキ人工林面積	センサス(2000)	
		民有林針葉樹人工林 間伐対象面積	センサス(2000)	Ⅲ～Ⅶ齢級を間伐対象面積とした。
		民有林針葉樹人工林 伐採対象面積	センサス(2000)	Ⅷ齢級以上を伐採対象面積とした。
		民有林スギ人工林面積	センサス(2000)	
		民有林林道総延長	林業統計要覧(2000)	
		民有林針葉樹人工林蓄積	センサス(2000)	
	動態	民有林針葉樹人工林 間伐対象率	センサス(2000)	民有林針葉樹人工林間伐対象面積 ／民有林針葉樹人工林面積。
		民有林針葉樹人工林 伐採対象率	センサス(2000)	民有林針葉樹人工林伐採対象面積 ／民有林針葉樹人工林面積。
		民有林スギ人工林面積率	センサス(2000)	民有林スギ人工林面積 ／民有林森林面積。
		民有林ヒノキ人工林面積率	センサス(2000)	民有林ヒノキ人工林面積 ／民有林森林面積。
		民有林針葉樹人工林 間伐対象面積増加率	センサス(1990), センサス(2000)	2000年民有林針葉樹人工林間伐対象 面積／1990年民有林針葉樹人工林間 伐対象面積。
		民有林針葉樹人工林 伐採対象面積増加率	センサス(1990), センサス(2000)	2000年民有林針葉樹人工林伐採対象 面積／1990年民有林針葉樹人工林伐 採対象面積。
		民有林ヒノキ人工林 面積増加率	センサス(1990), センサス(2000)	2000年民有林ヒノキ人工林面積 ／1990年民有林ヒノキ人工林面積。
民有林針葉樹人工林 間伐対象率増加率	センサス(1990), センサス(2000)	(2000年民有林針葉樹人工林間伐対 象面積／2000年民有林針葉樹人工林 面積)／(1990年民有林針葉樹人工林 間伐対象面積／1990年民有林針葉樹 人工林面積)。		
民有林針葉樹人工林 伐採対象率増加率	センサス(1990), センサス(2000)	(2000年民有林針葉樹人工林伐採対 象面積／2000年民有林針葉樹人工林 面積)／(1990年民有林針葉樹人工林 伐採対象面積／1990年民有林針葉樹 人工林面積)。		

		民有林ヒノキ人工林 面積率増加率	センサス(1990), センサス(2000)	(2000年民有林ヒノキ人工林面積 ／2000年民有林人工林面積) ／(1990年民有林ヒノキ人工林面積 ／1990年民有林人工林面積)。
		民有林針葉樹人工林面積 率	センサス(2000)	民有林針葉樹人工林面積 ／民有林森林面積。
		民有林針葉樹人工林 面積増加率	センサス(1990), センサス(2000)	2000年民有林針葉樹人工林面積 ／1990年民有林針葉樹人工林面積。
		民有林針葉樹人工林 面積率増加率	センサス(1990), センサス(2000)	(2000年民有林針葉樹人工林面積 ／2000年民有林森林面積) ／(1990年民有林針葉樹人工林面積 ／1990年民有林森林面積)。
		民有林スギ人工林 面積率増加率	センサス(1990), センサス(2000)	(2000年民有林スギ人工林面積／2000 年民有林人工林面積)／(1990年民有 林スギ人工林面積／1990年民有林人 工林面積)。
経 済 条 件	現 況	木材粗生産額	生産林業所得統計報 告書(2000)	
		製材用材生産量	林業統計要覧 (2000)	
		製材用自県材入荷量	林業統計要覧 (2000)	
		製材用自県材入荷率	林業統計要覧 (2000)	
		県内 GDP に占める 木材生産の割合	生産林業所得統計報 告書(2000)	木材粗生産額／県内 GDP。
県民経済計算統計 (2000)				

注：林家に関する数値については、ほとんどが属人調査によるものであり、本稿のような地域分類に対して用いることは不適切である。そのため、属人調査による資料は分析から除外した。また、分析に際し、基準化を行ったことから、それぞれの変数の原単位は省略した。なお、分析の過程で採用しなかった変数については、紙面の都合上、省略した。

表 2-5 各変数の主成分負荷量

変数名	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分	第5主成分	第6主成分
	年齢構成の 動態	林業活動の 現況	森林資源量の 現況	樹種構成の 現況	森林資源量の 動態	樹種構成の 動態
民有林森林面積	-0.29	0.16	0.90	0.06	0.08	-0.21
民有林針葉樹人工林面積	-0.16	0.50	0.80	0.19	0.04	-0.13
民有林ヒノキ人工林面積	0.05	0.25	0.40	0.79	0.03	0.05
民有林針葉樹人工林 間伐対象面積	0.20	0.44	0.79	0.29	-0.01	-0.07
民有林針葉樹人工林 伐採対象面積	-0.42	0.48	0.71	0.10	0.07	-0.17
民有林スギ人工林面積	-0.14	0.69	0.44	-0.36	0.06	-0.22
民有林林道総延長	-0.21	0.12	0.89	-0.05	0.10	-0.06
民有林針葉樹人工林蓄積	-0.16	0.64	0.69	0.04	0.03	-0.17
民有林針葉樹人工林 間伐対象率	0.93	-0.09	-0.10	0.10	-0.21	0.00
民有林針葉樹人工林 伐採対象率	-0.93	0.12	0.12	-0.06	0.17	-0.02
民有林スギ人工林面積率	0.12	0.23	-0.15	-0.85	-0.01	-0.01
民有林ヒノキ人工林面積率	0.05	-0.04	-0.11	0.95	0.05	-0.05
民有林針葉樹人工林 間伐対象面積増加率	0.92	-0.18	-0.14	0.00	0.08	-0.06
民有林針葉樹人工林 伐採対象面積増加率	-0.91	0.09	0.10	0.07	0.06	0.00
民有林ヒノキ人工林 面積増加率	-0.06	-0.07	-0.17	0.00	0.11	0.97
民有林針葉樹人工林 間伐対象率増加率	0.93	-0.17	-0.15	0.01	-0.08	-0.05
民有林針葉樹人工林 伐採対象率増加率	-0.91	0.11	0.09	0.08	0.03	0.00
民有林ヒノキ人工林 面積率増加率	-0.02	-0.05	-0.19	0.01	-0.03	0.98
民有林針葉樹人工林面積率	0.27	0.71	-0.13	0.27	-0.02	0.07
民有林針葉樹人工林 面積増加率	-0.21	-0.14	0.14	-0.10	0.94	0.00
民有林針葉樹人工林 面積率増加率	-0.10	-0.14	0.09	-0.08	0.95	0.06
民有林スギ人工林 面積率増加率	0.06	-0.11	0.04	-0.34	-0.87	-0.02
木材粗生産額	-0.17	0.81	0.45	0.06	-0.01	0.01
製材用材生産量	-0.20	0.88	0.31	-0.07	-0.04	-0.02
製材用自県材入荷量	-0.18	0.87	0.30	-0.09	-0.04	-0.09
製材用自県材入荷率	-0.20	0.78	0.12	-0.12	-0.21	-0.02
県内 GDP に占める 木材生産の割合	-0.36	0.82	0.23	0.00	0.02	-0.03

表 2-6 都府県別主成分スコア

地域名	第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分	第 4 主成分	第 5 主成分	第 6 主成分
青森	-7.45	4.12	-0.70	-3.67	0.86	5.17
岩手	-11.71	12.71	14.92	-1.67	1.08	-8.36
宮城	-0.72	1.00	-1.17	-2.64	-0.57	2.96
秋田	-6.04	10.90	8.56	-4.71	0.68	-7.69
山形	0.99	-2.05	-1.81	-4.58	1.31	1.93
福島	-6.00	4.96	6.92	-2.76	0.94	0.87
茨城	9.10	-4.23	-6.76	-1.14	-2.79	0.93
栃木	1.20	1.76	-1.62	-0.05	-0.36	0.15
群馬	4.61	-2.76	-3.44	-1.36	-0.91	1.05
埼玉	9.77	-6.14	-8.18	-0.81	-0.94	1.16
千葉	9.53	-5.93	-8.64	-4.51	-16.20	0.92
東京	7.29	-9.20	-9.70	-1.44	-0.74	1.27
神奈川	11.52	-9.93	-9.84	-0.74	1.30	1.50
新潟	4.00	-3.54	1.76	-4.91	-0.34	-6.74
富山	0.11	-9.31	-6.37	-4.85	2.82	2.13
石川	3.15	-5.71	-3.98	-3.37	1.94	2.38
福井	0.12	-3.84	-3.18	-4.16	3.35	2.94
山梨	2.37	-5.90	-2.13	2.00	0.25	0.55
長野	-2.59	3.57	10.28	2.40	0.64	-0.81
岐阜	-2.40	7.49	11.58	4.89	1.80	-1.75
静岡	9.68	3.14	3.89	4.03	-1.91	-1.07
愛知	12.02	-4.18	-4.29	2.62	-2.06	0.32
三重	3.67	4.71	3.08	2.97	-1.58	-0.71
滋賀	-0.40	-6.71	-5.52	-0.33	1.94	0.85
京都	3.88	-6.21	-2.83	0.96	2.12	0.47
大阪	10.25	-11.29	-10.57	1.08	0.41	1.32
兵庫	-0.72	-0.68	3.08	1.70	1.50	-0.69
奈良	2.70	3.46	-0.25	1.16	-0.46	-0.15
和歌山	3.71	2.10	2.13	3.88	-0.48	-0.70
鳥取	-3.20	-3.30	-3.29	-0.30	1.08	1.50
島根	-12.02	1.50	2.86	0.31	2.44	0.94
岡山	-5.36	1.88	2.63	4.27	1.49	-0.23
広島	-8.30	-3.79	2.38	3.20	4.30	0.17
山口	-6.05	-1.75	1.14	2.54	2.10	0.21
徳島	0.08	1.64	0.26	-1.28	0.10	0.32
香川	-0.07	-11.27	-9.38	1.55	-1.16	1.89
愛媛	1.46	6.25	4.45	2.88	-0.32	-0.91
高知	-4.71	9.99	8.80	4.90	0.56	-1.43
福岡	4.99	-2.90	-3.54	1.50	-1.25	0.35
佐賀	-2.85	-4.00	-6.30	-0.56	0.09	1.00
長崎	-6.81	-4.40	-3.51	2.94	-0.13	0.39
熊本	-1.85	12.10	7.16	1.07	0.09	-1.32
大分	-3.25	9.62	4.79	-0.76	-1.63	-0.35
宮崎	-14.41	19.77	10.62	-2.35	-0.53	-1.42
鹿児島	-9.25	6.33	5.72	0.11	-0.81	-1.32

第 3 章 分布ラグモデルを適用した

森林所有者の造林行動分析

第 1 節 課題と方法

林業は他産業と比べ様々な特徴を有するが、最も特徴的であり、かつ、林業に多大な影響を及ぼしているのが「時間」である。造林の意志決定から伐採にいたるまで、50 年以上掛かることも珍しくなく、超長期の生産期間となっている。また、農業とは異なり、明確な収穫時期が存在せず、意志決定のタイミングに幅がある。

本章では、森林所有者の林業活動のうち、造林行動が、いかなる要因により規定されてきたのかを明らかにするアプローチ法を提案する。この規程要因には、木材価格や労賃はもちろんのこと、時間の要素も含まれる。分析方法等は次の通りである。まず、現状分析を行い、森林所有者の造林行動に影響を及ぼす要因について検討する。ついで、その結果に基づき、拡大造林、再造林それぞれについて造林行動の分析モデルを構築し、計量的手法を適用し、推定結果について考察する。分析対象は、日本林業の代表的樹種であるスギとヒノキである。

第 2 節 海外林業における時間の研究

「時間」の概念を取り入れた研究は林業分野に於いては古くから行われてきたが、法正林についての研究と、最適伐期研究の二つに大別される。法正林についての研究はドイツ林学で発達した概念であるが、森林をいくつかのブロックに分け、毎年1ブロックを伐採し、そこに造林することで、林業経営を永続させるというものである。例えば、100ha の森林があり、造林から 100 年で伐採するのであれば、森林を 100 ブロックに分割し、毎年 1ha ずつ伐採し、造林を行う。こうすることで、毎年伐採が行われる。

法正林では、森林を面的に捉えているのに対し、最適伐期研究は、利潤を最大化させる伐期を求めようとしている。これは Faustmann (1849) による研究をベースとしており、これ以降の研究では、森林成長量の違いや木材価格の変化が最適伐期にどのような影響を与えるのかを研究している(例えば Newman, 2002; Faustmann Symposium, 2009)。両者とも中長期的な森林計画を立てる際には大いに参考になるが、過去の林業についての検証や、現在の林業を分析する枠組みとしてはあまり強くないと言える。

第 3 節 我が国における森林所有者の造林行動

第 1 項 林業生産の特徴

林業は生産期間が非常に長期にわたることから、生産要素の投入から販売までの全過程を考えて経営を行うことは非常に困難であり、現実的でない。また、森林所有者の大多数が小面積保有者であるため、造林は毎年行われるというよりも間断的に行われる。そのため造林、下刈、間伐などの施

業はそれぞれ独立した施業と考えることができる。

伐採跡地への造林は投資行為ではあるが、山地保全や景観の観点からも不可欠であるため、倫理的な義務の遂行という側面もある。そのため、将来の収入が見込めない場合や、造林費用が伐採収入を上回るような場合でも造林が行われることがある。

林業生産の主たる目的は木材販売である。林木販売は、多くの場合、立木の状態で販売する(立木販売)、森林所有者自身が伐採して原木市場で販売する(自伐)、素材生産業者等が伐採・販売を請け負う(請負)という3方法により行われている。聞き取りを行った範囲では、かつては立木販売が一般的であったが、近年は自伐が大多数を占めているようである。このように販売方法は多様であり、販売方法によって収入だけでなく販売経費も大きく異なる。立木販売の動機としても、定期的な収入を得るという理由の他、臨時に収入が必要になったときに販売するというのも少なくない。また、どのような木材を生産するかによっても、造林方法や経費が大きく変化する。

林業は他産業と異なり、生産期間が超長期にわたることから、造林を行った林地から実際に収入を得ることが可能となるのは数十年後であり、造林から伐採までを一括して考慮することは困難である。このため、林業の各施業は間断的に行われ、それぞれ独立した作業であると捉えることが出来る。

第2項 再造林と拡大造林

造林するためには土地が必要である。狭い国土の我が国において、裸地に造林することはあまりなく、多くの場合は森林を切り開いて造林することになる。林業の世界では、スギ、ヒノキ等の人工林の伐採跡地への造林を“再造林”，それ以外の造林を“拡大造林”と呼んでいる。再造林が行われる場合、その前提として人工林の伐採が行われるため、再造林の直前に森林所有者は収入を得ていると考えられる。これに対して拡大造林は、農業における開墾と同じように、それが行われる時点では生産物の販売は行われない。したがって、拡大造林は、将来の林木販売による収入を目途として実施されると考えられる。

立木販売から再造林までの一連の行動は、現時点での立木販売による収入の獲得を目的とするものであり、それに付随して再造林が行われる。これは、将来の立木販売による収入を期待しての行動であるのみならず、再造林を行わない場合、山地保全の観点からみて重大な問題が生じるため、これを防止する意味合いを含んでの行動でもある。そのため、再造林の場合も、経済的要因以外が関係してくると考えられる。

これに対し、飯田(1975)は「自分の山林にいくらかの財産が形成されることになるわけであるから、余剰労働力(とりわけ就労機会のない場合)と林地が存在する限り、造林はかなり有利な経済活動であったと思われる」⁽¹⁾と述べている。これは、造林を行った時点で収入を得られることが、森林所有者が造林を行う目的の一つであることを意味している。拡大造林を行う土地は、広葉樹林である場合が多く、広葉樹を伐り払った後、地拵えを行い、造林を行う。かつては伐り払った広葉樹がチップの原材料として取引され、その収入が造林費用に当てられることも多かった。しかし、近年では取引単価も安く、広葉樹販売による収入では、広葉樹の伐採及び搬出にかかる費用すら賄えない状況にある。さらに、農工間の賃金格差などから、農林業以外への就業が多くなり、余剰労働力は存在しなくなっている。造林費用の8割近くを占めている労働賃金も、年々上昇している。それゆえ、今日では、造林を行った時点で森林所有者が直ちに収入を得ることは困難な状況であると考えられる。

また、拡大造林を行うことが技術的に可能である限り拡大造林を続ける、という使命感のようなもの

を森林所有者は持っている。農林省(1977)によると、山林を20ha以上保有している森林所有者のうち、53%の森林所有者が拡大造林を進める予定があり、理由として、そのうちの46%の森林所有者が「植林できるところには植林すべきだから」と答えている。このように、拡大造林は経済的要因によってのみ行われるものではないことが示唆される。

このように、森林所有者の再造林行動は現在時点での収入が、また、拡大造林行動は将来時点での収入が、主たる目的といえる。そして、造林意欲や造林適地など、経済的要因以外の要因が複雑に絡み合ったものを習慣と定義すると、どちらの場合も、造林行動に対し、習慣が影響を与えていると考えられる。

このように造林にはさまざまな事情が関わってくるが、金銭面では立木価格、労働費、苗木代が大きな関わりをもつといえる。

第3項 造林面積の推移

民有林造林面積の動向を見ると、1946年の1年間に4万haの造林が行われた。以降、造林面積は増加し、1954年には約10倍の38万haとなった。1955年から拡大造林・再造林別の統計が公表されるようになった。

図3-1は1955～2000年における民有林造林面積の推移を示したものである。これによると、再造林が年々実施されなくなっていくのに対し、拡大造林は1970年頃までは盛んに行われていたことがわかる。樹種別に見ると、スギ拡大造林は、ヒノキのその2倍近く行われていたことがわかる。しかし、1964年以降、スギ拡大造林が年々減少していくのに対し、ヒノキ拡大造林は増加を続けた。1970年以降はスギ、ヒノキ拡大造林はともに減少傾向を示し、近年では再造林、拡大造林ともに年間1万ha前後で推移している。

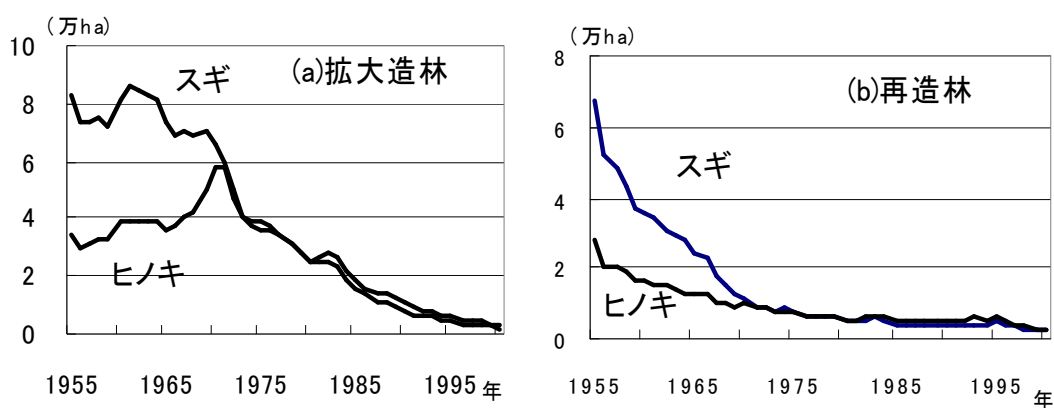


図 3-1 民有林造林面積の推移

注：林野庁編「林業統計要覧」(各年版)をもとに作成。

次に、このような造林面積の推移の背景について述べる。まず、1960年代を通じて毎年20万ha以上の拡大造林が行われた背景としては、1950年代後半からの高度経済成長による木材需要の増加と木材価格の上昇が大きな要因と考えられる。

図3-2は、山元立木価格の樹種別都府県平均の推移を示したものである。本図より、スギ、ヒノキとも、1965年の山元立木価格は、1955年のそれと比べ、高騰したことがわかる。木材需要の増大と

山元立木価格の上昇により、「1960年当時の造林投資の予想利回りは年6~8%」⁽²⁾にも上るとされ、森林所有者にとって拡大造林は「余剰資金の格好の運用機会」⁽³⁾とさえ捉えられた。

また、1960年代に入り、山村経済の支柱の一つであった薪炭に対する需要が大きく減退した。そのため、森林所有者は、薪炭に代わる生産物として、当時将来性が高いとされた木材生産への期待を高め、その方向へとシフトしたという側面もある。これらにより、1970年頃まで拡大造林は積極的に行われたと思量されるのである。

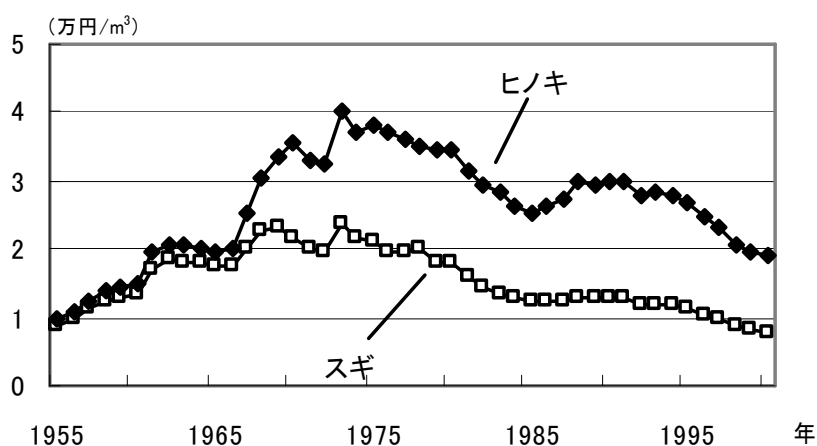


図 3-2 樹種別山元立木価格の推移

注: 1) 日本不動産研究所「山林素地及び山元立木価格調」(各年版)をもとに作成。

2) 1995年基準の総合卸売物価指数でそれぞれ実質化した。

しかし、1970年以降、拡大造林面積は大幅に減少した。その原因として、半田(1990)は「人工林率が40%に近づいたので、拡大造林適地が残り少なくなった」⁽⁴⁾ことをあげている。また、井口(2004)は農工間所得格差の拡大と労働力の流出を原因として挙げている。

一方、旺盛な木材需要の増大に対応するために、1960年には丸太輸入が制度上自由化された。その結果、丸太輸入は激増するが、逆に国産材供給が減少する事態を招くこととなった。この影響を受けて、スギ、ヒノキともに、山元立木価格は、1974年をピークとして、その後は低下していった。

政府は、国土保全の観点から造林に対する補助を行ってきた。これは、飯田(1975)が「農家林家の多くが自家労働力に依存しているから、補助金はそれに対する賃金の役割ともなる」⁽⁵⁾と述べているように、実態としては所得政策としての意味合いも帯びていた。国および都道府県からの補助は、造林費用のおよそ4~6割程度を占め、産業振興政策としても優遇的である。しかし、上述した経済的背景のため、このような政策的優遇の効果が十分に発揮されているとは言い難い状況にある。

第4節 造林行動に影響を与える金銭的要素

第1項 立木価格

図 3-3 は、樹種別立木価格と賃金の推移を示したものである。1973年頃から、スギ、ヒノキの立木価格が低下傾向にあるのに対し、賃金は上昇傾向にある。このことから、造林面積の減少の背景には立木価格の下落と賃金の上昇が考えられる。また、外材の輸入により国産材需要が低迷したため、伐採そのものが行われなくなったことも背景として挙げられる。

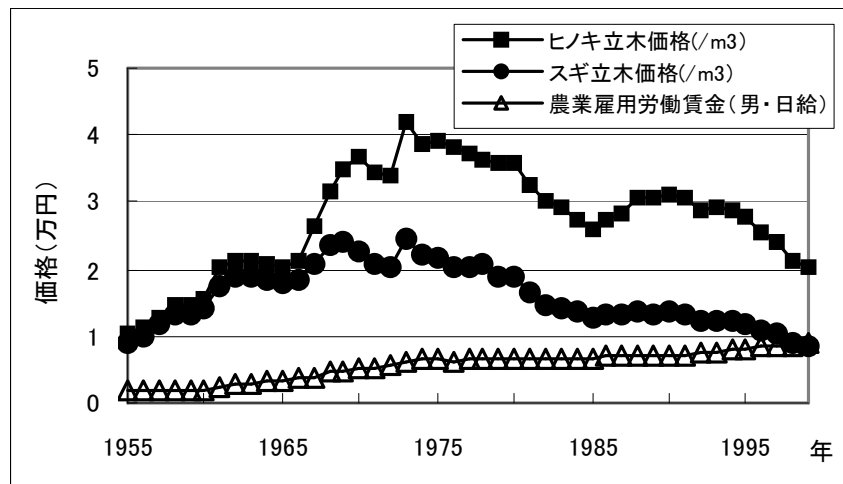


図 3-3 樹種別立木価格と賃金の推移

出典：林野庁編「林業統計要覧」各年版。

注：立木価格は 2000 年基準の卸売物価指数で、賃金は 2000 年基準の消費者物価指数でそれぞれ実質化した。

第 2 項 労働費

造林にかかる費用の多くは人件費が占めている。次いで多くかかる費用は苗木代である。1974 年の育林費調査報告(1976)を見ると、造林にかかる費用の合計は、スギの全国平均では 1ha あたり 301,070 円で、そのうち労働費が 155,840 円であり、過半を占める。請負料金を含めると労働にかかる費用は、造林にかかる費用の 60% を占める。苗木代は 95,410 円であり、労働費・請負料金と苗木代が造林費用に占める割合は 91% となる。また、ヒノキについては、この 2 項目が造林費用に占める割合は 94% となっている。

第 3 項 苗木代

苗木は産地、樹種、年齢、植栽方法等により、多様な生産が行われているが、苗木の価格は都道府県ごとに、生産者と購入者の協議によって決定される。これは、品種系統の明確な優良種苗の確保とその安定生産のために行われるものである。全体的な価格の推移としては上昇傾向にあり、特に、1974 年頃と 1994 年頃に大きな価格上昇があった(図 3-4)。

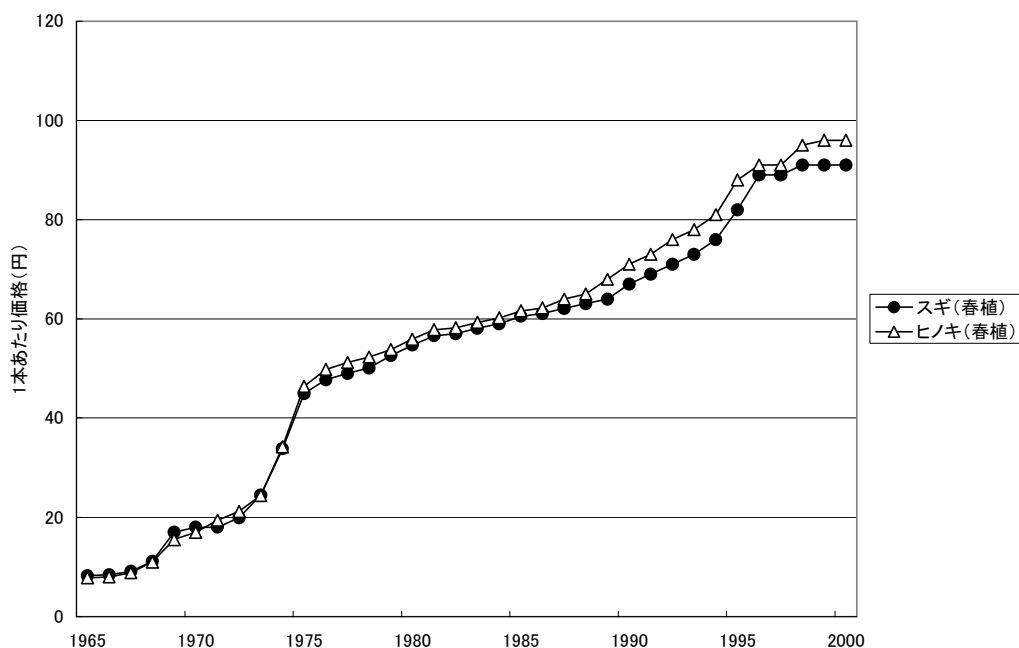


図 3-4 スギ苗木価格（山梨県）の推移

注：山梨県林務部「山梨県林業統計書」（各年版）より作成。

第 4 項 造林補助金

造林補助事業は、1951 年に制定された森林法によって定められ、1954 年に査定係数制度が導入された。民有林で行われる造林、間伐等の費用に対して、国が 30%、都道府県が 10%の補助を行うが、補助額の算出は、実際の費用に基づくものではなく、100 を基準とした査定係数と、各都道府県で定められた標準単価をもとに、大まかには次式に従って算出される。

$$\text{補助額} = \text{標準単価} \times \text{面積} \times \text{査定係数} \times \text{補助率}$$

従って、作業内容が類似していても、事業区分が異なれば、実質補助率⁽⁶⁾が異なり、補助金額も大きく違ってくる。査定係数は何度も改定されてきたが、2001 年に林業基本法が改正されるまで、制度自体に大きな変化はない。また、都道府県や市町村によっては独自に補助額の上乗せを行っているところもある。

補助金額は標準単価の 40%程度となるので、労働費をかなりの程度まかなう額が補助される計算になる。このことから、一般に、補助金が森林所有者に対し強い影響を持っていると言われている。しかし、この点に関する研究はほとんど行われていない。

第 5 節 造林に関する先行研究

第 1 項 造林・林業生産に関する先行研究

造林・林業生産に関して、造林補助事業の歴史的展開や制度の研究が比較的数量多く行われてきた。例えば藤沢・佐野(1965)、飯田(1975)、藤沢(2000)などの研究がある。また、鶴(1982)は愛知県で実態調査を行い、造林補助事業が果たしてきた役割について考察した。

林業生産に関するモデル研究として知られているものに、Faustmann(1849)の利潤最大化を前提とした最適伐期モデルがあり、これに関連する研究は数多くなされている。しかし、これは造林面積、費用、および立木販売価格をすべて一定と仮定したうえで構築されたモデルであるため、現実的適用には不向きなモデルといえる。

一方、ブランドン(1984)や赤尾(1988)は内部収益率という概念を用いて林業への最適投資水準を明らかにしている。さらに、坂本(1990)は森林所有者の経営行動について木材価格に反応するモデルと、内部環境要因に反応する二つのモデルを提示している。

第2項 造林行動モデル

造林行動をモデル化し、民有林における森林資源の造成、所得形成に造林補助事業が与えた影響を計測したものに栗山(1995)がある。栗山は、森林所有者 i は現在の賃金率、森林資源の状態、伐期、割引率および予想立木価格などを所与として、将来に伐採して得られるであろう予想利潤を最大化するように造林面積を決定する、という次式を考案した。

$$y_i = y_i \{P^{\#} e^{-rt} / (1-s); w, a\} \dots \dots \dots (3.1)$$

ただし、 y_i : 森林所有者 i の造林面積、 $P^{\#}$: t 年後の期待立木価格、 r : 割引率、 t : 伐期、 s : 補助率、 w : 実質賃金率、 a : 伐採可能人工林面積率⁽⁷⁾。

そして、栗山は t 年後の予想立木価格は、現在の立木価格に等しいと仮定している。計測するにあたっては、北海道の集計データを利用して次式により推定を行っている。

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \{P e^{-rt} / (1-s)\} + \alpha_2 \ln(w) + \alpha_3 \ln(a) \dots \dots \dots (3.2)$$

ただし、 Y : 造林面積、 P : 立木価格、 r : 割引率、 t : 伐期、 s : 補助率、 w : 実質賃金率、 a : 伐採可能人工林面積率。

第6節 造林行動の分析モデルー分布ラグモデルー

森林所有者が造林するにあたっては上述した複雑な事情が重なり合っているが、ここでは造林行動の主要因を抽出するためのモデルを構築することにする。まず、モデル化のために以下の仮定を設定する。

仮定 1: 林木の販売については、立木販売を行う。(販売コスト=0)

仮定 2: 労働人日数、1ha 当りの植栽本数、造林方法は一定とする。

仮定 3: 都道府県、市町村などによる独自の造林補助金の上乗せはないものとする。

仮定 4: 労働はすべて雇用によるものとする。

仮定 5: 苗木は購入するものとする。

このような仮定の下、以下のモデルを仮説として設定し、造林行動の推定式としては何が妥当であるかを検証することにする。

モデル I $Y = Y(P/(1-s), W, N, A)$

モデル II $Y = Y(P^*, W, N, A)$

モデル III $Y = Y(P^{**}, W, N, A, s)$

モデル IV $Y = Y(P^{**}, (1-s)W, (1-s)N, A)$

ただし、 Y : 造林面積、 P : 立木価格、 s : 実質補助率(査定係数/100×40%)、 W : 賃金、 N : 苗木単

価, A :伐採可能人工林面積率。なお, P^* , P^{**} は期待立木価格(立木価格の分布ラグを考慮した変数)であり, w_i を分布ラグウエイト(後述)とすると, 次式で表される。

$$P^* = \sum_{i=0}^m \left[w_i \left(\frac{P_i}{1-s_i} \right) \right] \dots\dots\dots (3.3)$$

$$P^{**} = \sum_{i=0}^m (w_i P_i) \dots\dots\dots (3.4)$$

ただし, m :ラグ期間。

モデルⅠは, 栗山のモデル式(3.2)に説明変数として苗木単価を加え, $P^{\#}e^{-rt}=P$ (t 年後の期待立木価格の現在価値は, 現在の立木価格に等しい)としたモデルである。また, モデルⅡは, モデルⅠにおける期待立木価格に分布ラグを導入したモデルである。モデルⅢでは, 分布ラグを導入した期待立木価格, 賃金, 伐採可能人工林面積率, 苗木単価, 実質補助率をそれぞれ説明変数として設定する。最後に, モデルⅣは, 賃金, 苗木単価に実質補助率を掛けることによって, 実際の負担額を明示的に表したものを説明変数とするモデルである。補助額は前述したように, 実際の経費を元に計算されるわけではないが, 標準単価に関する資料は公表されていないことから, これを考慮した。

立木価格に分布ラグを導入する理由は2つある。1つは, 林業の生産期間が固定されていないことに起因する。生産期間が固定されていないため, 最適な立木価格を決定することは難しい。そのため, 過去の価格をウエイトづけした期待価格が, 判断材料として役立つと思考される。

2つは, 再生林が立木販売(伐採)跡地に行う造林であることに起因する。立木販売(伐採)が行われた後, しばらくの期間を置いてから再生林が行われる。そこで, 再生林面積と最も強い相関があると考えられるのが立木販売面積である。立木販売面積に関する統計資料はいくつか存在するが, そのまま本研究の推定に利用可能なものは存在しない。そのため, 立木販売に大きく関係している立木価格を, 販売面積の代理変数として用いざるをえない。このとき, 期待立木価格は, 過去の立木価格の累計が造林面積に影響を及ぼす分布ラグの形を取ることになる。

造林面積に対して, 立木価格の影響が最も強く作用すると考えられる期は, 立木販売時点より前の期であり, それよりさらに時期が遡るにつれて影響力は低下していくと考えられる。また, 立木価格の影響が最も強い期以降, 再生林時点に近づくにつれ, 立木価格の影響力は低下していくと考えられることから, 分布ラグウエイトは凸型になると予想される。

立木価格の影響が最も強い期がどの時点であるのか, 立木価格の影響力は何期前まで遡るのか等についての研究はこれまで行われていない。

造林を行う時点を t 期, 立木販売を行う時点を x 期と仮定すると, x 期の立木販売に最も大きな影響を与える立木価格は, x 期もしくは $x-1$ 期の立木価格と考えられる。立木販売から造林までのタイムラグは, 一般的には1年から2年と考えられることから, $t=x+1$ もしくは $t=x+2$ と表すことができる。このことから, 立木価格が造林面積に対し最も影響を与える期は, $t-1$ 期から $t-3$ 期の間にあるということが予想される。

本研究では分布ラグモデルにレイリー分布を適用する。レイリー分布は, パスカ分布や多項式ラグ分布などとは違い, 分布ラグウエイトが凸型の曲線のみを仮定したモデルであるが, 頂点の位置, つまり最も影響力の強い期を想定して推定を行うことが可能な分布ラグモデルである⁽⁸⁾。

レイリー分布は, 次式で表される。

$$w_i = \left(\frac{i+1}{b^2}\right) \exp\left[-\frac{(i+1)^2}{2b^2}\right] \dots\dots\dots (3.5)$$

ただし、ラグが m 期前で切断されている場合、

$$w_i^* = w_i / \sum_{i=0}^m w_i \dots\dots\dots (3.6)$$

としてウェイトを計算する必要がある。(3.3), (3.4)式の w_i は(3.6)式で計算し直したウェイトである。

前述したように、造林行動の分析モデルとして4モデルを想定したが、実際の推定にあたっては、次式のような対数線形回帰模型を用い、通常最小二乗法により行った。

モデル(1)

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln\{P/(1-s)\} + a_2 \ln W + a_3 \ln N + a_4 \ln A$$

モデル(2)

$$\ln Y = b_0 + b_1 \ln P^* + b_2 \ln W + b_3 \ln N + b_4 \ln A$$

モデル(3)

$$\ln Y = c_0 + c_1 \ln P^{**} + c_2 \ln W + c_3 \ln s + c_4 \ln N + c_5 \ln A$$

モデル(4)

$$\ln Y = d_0 + d_1 \ln P^{**} + d_2 \ln(1-s)W + d_3 \ln(1-s)N + d_4 \ln A$$

推定には、資料的制約から1966年～1999年の34年間の全国年次データを用いる。変数の定義、資料の出所等の詳細については注9を参照のこと。

第7節 分布ラグモデルの推定結果とその考察

以下の表3-1および表3-2は、4モデルの推定結果のうち、スギおよびヒノキの両方について比較的良好と思われるモデル(1)および(2)の推定結果のみを、それぞれ掲載したものである。

表 3-1 モデル(1)の推定結果

		定数項	$P/(1-s)$	W	N	A	AdjR ²	DW
		a_0	a_1	a_2	a_3	a_4		
スギ	推定値	14.98	0.5	-1.07	-0.45	0.05	0.93	1.00
	t値	4.47***	2.34***	-2.18***	-1.82**	0.35		
ヒノキ	推定値	10.50	0.38	-0.51	-0.33	-0.04	0.79	1.04
	t値	2.86***	1.70*	-0.90	-1.39	-0.26		

注:1) t値の横の***, **, *印はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%で有意であることを表す。

2) AdjR² は自由度修正済み決定係数を、DW はダービン・ワトソン統計量を表す。

表 3-2 モデル (2) の推定結果

	定数項					AdjR ²	DW	分布ラグ	
	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄			ラグ	モード
スギ	推定値	4.01	1.88	-1.23	-0.57	0.97	1.75	ラグ	6
	t値	1.36	6.71***	-3.79***	-3.75***			5.12***	モード
ヒノキ	推定値	4.56	1.49	-0.91	-0.72	0.85	1.26	ラグ	5
	t値	1.30	3.95***	-1.89*	-3.46***			2.66***	モード

注:表 3-1 の注に同じ.

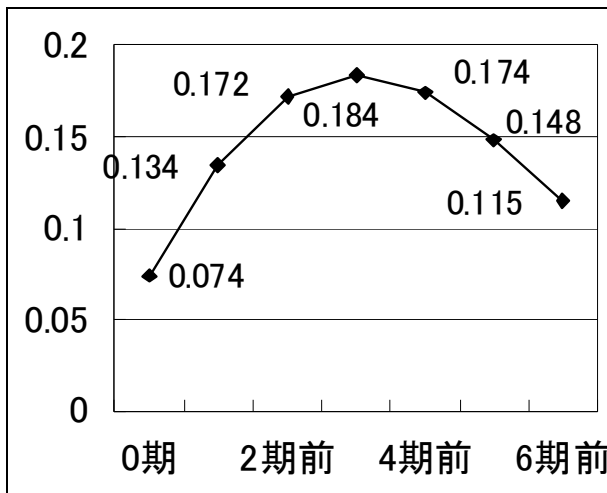


図 2-5 スギ期待立木価格の分布ラグウエイト (ラグ 6, モード 3 のレイリー分布)

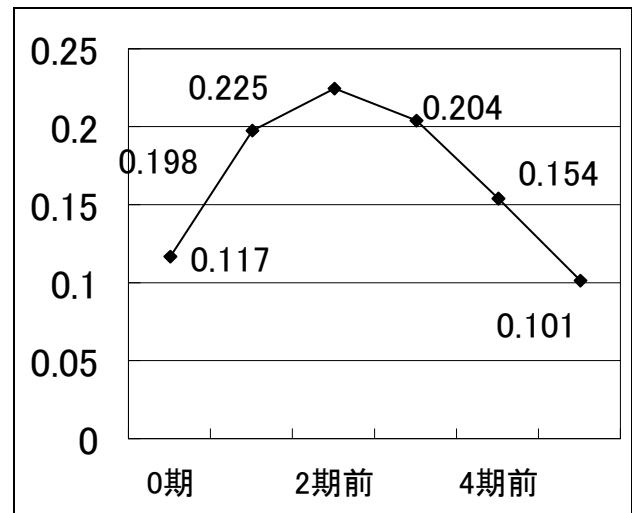


図 2-6 ヒノキ期待立木価格の分布ラグウエイト (ラグ 5, モード 2 のレイリー分布)

推定結果を全体としてみると、符号条件、決定係数、t 値などから判断して、スギ、ヒノキいずれの場合もモデル(2)が統計的にみて有意な結果であるといえる。これらは、分布ラグを導入することによって造林行動を説明するモデルであるが、より説得力のある結果を導出しえたと考えられる。モデル(2)の推定結果によると、価格に関するラグは、スギでは t-6 期以降、ヒノキでは t-5 期以降の立木価格が造林行動に影響を及ぼしており、それぞれ t-3 期、t-2 期の立木価格がもっとも強い影響を与えていることがわかる(図 3-5 および図 3-6)。立木価格が造林面積に対して最も大きく影響する期は、当初予想された結果と合致するものである。前述の通り、x 期の立木販売に最も大きな影響を与える立木価格は、x 期もしくは x-1 期の立木価格と考えられることから、推定結果と併せると、立木販売から造林までの期間は、スギでは2年から3年、ヒノキでは1年から2年と考えられ、スギ、ヒノキ共に x-4 期ないし x-3 期から x 期前までの立木価格が立木販売に影響を与えているということが明らかにされた。

表 3-2 より、パラメータの推定値をみると、立木価格と補助率の合成変数である期待立木価格については、スギ、ヒノキともに 1 を超え、造林面積の期待立木価格に対する弾力性が高いことがわかる。

賃金についてはスギが-1.23, ヒノキは-0.91 となり, 期待立木価格よりは弾力性の絶対値が小さくなっているものの, 造林にとって重要な要因であることを示している。苗木単価に対する弾力性についてもそれぞれ-0.57, -0.72 と, 絶対値はやや小さいが, 造林行動にマイナスの影響を与えていることがわかる。

また, スギとヒノキを比較すると, 表 3-2 から, ヒノキと比べスギの方が, 期待立木価格, 賃金, 伐採可能人工林面積率の造林面積に対する弾力性が高くなっていることがわかり, 注目される。

第 8 節 分布ラグモデルのシミュレーション分析

実質補助率の高低が造林面積に与えた影響を計測するために, 上記の結果からモデル(2)を用いてシミュレーションを行った。ケース①として, 実質補助率が0%であった場合を想定する。この場合, シミュレーション結果と観測値との面積差は造林補助金の効果の大きさを表す。また, ケース②として, 査定係数が拡大造林と同値であった場合を想定する。これは, 再造林が拡大造林よりも, 実質補助率を低く抑えられてきた影響を明らかにするためである。

図 3-7, 3-8 および表 3-3, 3-4 はシミュレーション結果を示したものである。これらより, 観測値とケース①の面積差が観測値に占める割合を見ると, 実質補助率が 30%程度であっても, 補助がない場合と比べ, 造林面積が2倍近くに増える結果となっており, 造林補助金の影響力がいかに強いかがわかる。また, 補助率が1ポイント上昇したときの影響力をみると, スギの方がヒノキより造林補助金に対して強く反応することがわかる。

さらに, ケース②の結果から, 査定係数を拡大造林と同値に設定していれば, 1966~1999 年の間でスギは 80%, ヒノキは 46%, それぞれ造林面積が増えていたことになる。

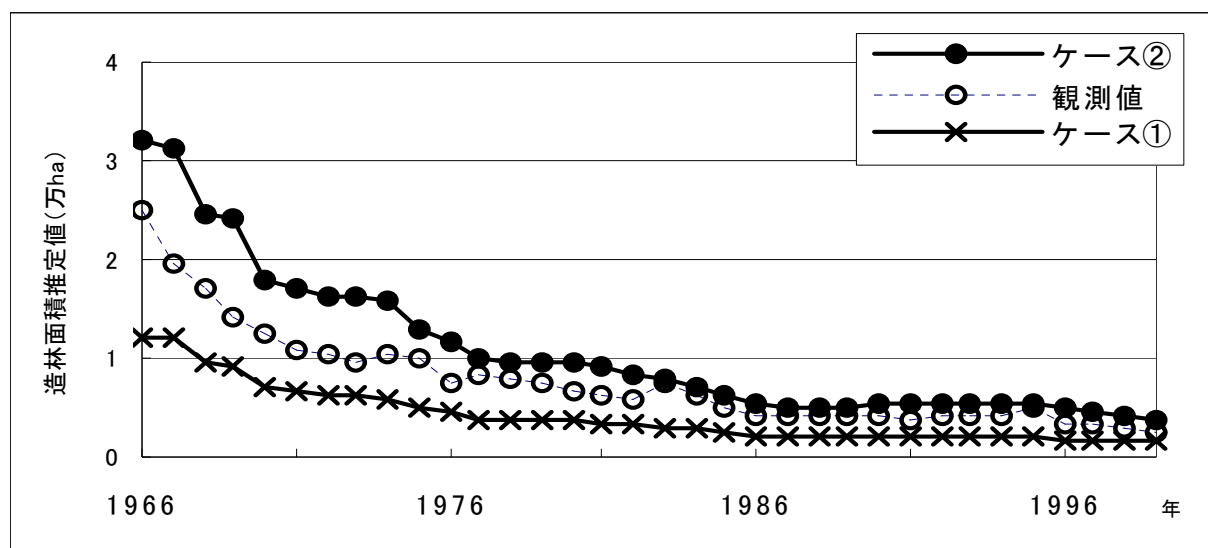


図 3-7 スギ再造林のシミュレーション図

表 3-3 スギ再造林のシミュレーション結果

	造林面積累計(万 ha) (1966年～1999年)	観測値との差(万 ha)
観測値	26.24	—
ケース① 補助がない場合	14.12	-12.12
ケース② 査定係数が拡大造林と同じ場合	36.84	10.60

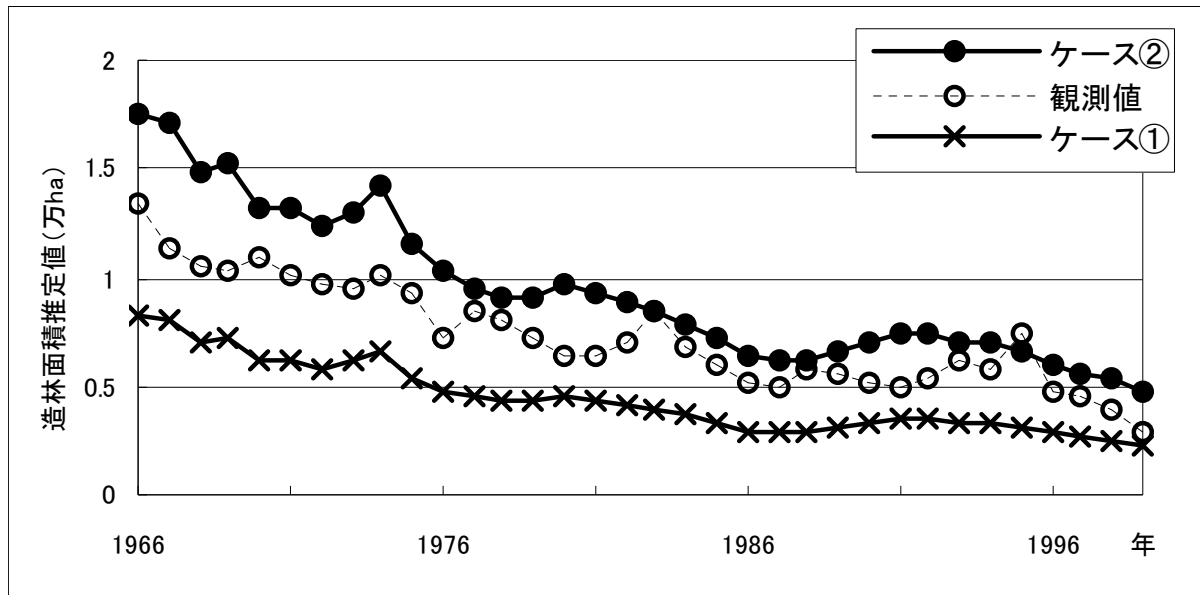


図 3-8 ヒノキ再造林のシミュレーション図

表 3-4 ヒノキ再造林のシミュレーション結果

	造林面積累計(万 ha) (1966年～1999年)	観測値との差(万 ha)
観測値	24.91	—
ケース① 補助がない場合	15.01	-9.9
ケース② 査定係数が拡大造林と同じ場合	32.08	7.17

第9節 造林行動の分析モデル－部分調整モデル－

第1項 拡大造林行動の分析モデル

上述のように、森林所有者の拡大造林行動には造林を行う習慣が影響していると考えられるため、習慣形成を説明する際に用いられる部分調整モデルを考慮して、以下のように定式化する。

$$\ln Y_{k,t,i} = A_{0,i} + A_{1,i} \ln P_{t,i}^* + A_{2,i} \ln C_{t,i} + A_{3,i} \ln Y_{k,t-1,i} \dots\dots\dots(3.7)$$

ただし、 $Y_{k,t,i}$: t 期の拡大造林面積、 i : 樹種、 $P_{t,i}^*$: t 期における期待立木価格、 $C_{t,i}$: t 期の造林費用。 $P_{t,i}^*$ は伐採時の期待立木価格を表すが、林業は生産期間が長期にわたることから、将来の伐採時の立木価格を、造林時点で正確に予想することは困難である。本研究では、 $P_{t,i}^*$ について、最も簡素な形である $P_{t,i}^* = P_{t,i}$ (ただし、 $P_{t,i}$: t 期における立木価格) と仮定し、推定を行う。また、習慣の説明には調整係数 δ が用いられる。 δ は $0 < \delta \leq 1$ であり、1 に近いほど調整が速やかに行われることを意味する。 δ を用いると、 $A_{3,i} = 1 - \delta_{k,i}$ と書き直すことができる。

第2項 再造林行動の分析モデル

次に、再造林については、それが立木販売に付随する行動であることから、立木販売面積が変数として必要となるが、これに関する長期統計は公表されていない。そこで、立木販売面積と立木価格は強い相関関係にあると考えられることから、立木販売面積の代用変数として立木価格を用いることにした。これを考慮すると、再造林の行動モデルは、(3.8)、(3.9)式として表現されよう。

$$\ln Y_t^* = b_0 + b_1 \ln Y_{t-2}^\# + b_2 \ln C_t \dots\dots\dots(3.8)$$

$$\ln Y_t^\# = d_0 + d_1 \ln P_t \dots\dots\dots(3.9)$$

ただし、 Y_t^* : t 期の立木販売面積。本研究では、前節までの結果を踏まえ、タイムラグを2年として推定を行うことにする。

(3.8)、(3.9)式に部分調整モデルを考慮すると、下記の(3.10)式が求まる。

$$\ln Y_{s,t,i} = B_0 + B_1 \ln P_{t-2} + B_2 \ln C_t + B_3 \ln Y_{s,t-1,i} \dots\dots\dots(3.10)$$

ただし、 $Y_{s,t,i}$: t 期の再造林面積、 i : 樹種、 P_t : t 期における立木価格、 C_t : t 期の造林費用。これも、調整係数 δ を用いると、 $B_{3,i} = 1 - \delta_{s,i}$ と書き直すことができる。

実際の推定に当たっては、(3.7)式および(3.10)式を用いて、通常の方法により推定を行った。対象は、我が国の主要樹種であるスギとヒノキである。推定には、資料的制約から1967～1999年の33年間の全国年次データを用いる。変数の定義、資料の出所等は、注10に示す通りである。

ところで、1991年の夏に台風17～19号による被害が発生した。そのため、1993年以降、被害復旧が行われたが、これに伴い、造林面積も増加した。この災害復旧により、構造変化が生じたものとみなし、それをダミー変数で説明させることにした。1994年には災害復旧中にもかかわらず、多くの被災地域で造林面積が激減した。そのため、この急激な落ち込みを異常値とみなし、ダミー変数を代用させて説明させることにした。

第 10 節 部分調整モデルの推定結果とその考察

第 1 項 推定結果の妥当性

表 3-5 は、(3.7)式および(3.10)式について、樹種別に推定した結果を掲げたものである。なお、予備的な分析の結果、スギ拡大造林では誤差項の均一分散の仮説は棄却されたため、White の標準誤差による t 値を算出した。これによると、スギ拡大造林では、決定係数は 0.99 であり、モデルの説明力は高い。また、符号条件は経済理論と整合的であり、回帰係数も安定的である。自己相関はみられず、モデル全体としては良好な結果が得られた。ヒノキ拡大造林では、決定係数は高く、 $D8499\ln Y_{k,t-1}$ を除き回帰係数は安定的であり、不均一分散や自己相関も見られず、統計的に見て有意な結果であり、ヒノキ再造林についても、統計的に見て有意な結果であるといえる。スギ再造林については、 $D7599\ln Y_{s,t-1}$ の係数の t 値が若干小さく、誤差項の自己相関もみられる。

次に、時系列データを用いて推定を行うことから、各変数について単位根検定を行った。その結果、各変数の和分の次数は、それぞれ 2 であり、単位根系列であることが判明した。そのため、単位根系列の線形結合である各推定式について、共和分検定を行った。表 3-6 は、共和分検定の結果を示したものである。これより、誤差項に不均一分散の可能性があるスギ拡大造林モデルを除き、いずれの場合も誤差項は定常的であると認められ、共和分の関係にあることが明らかとなった。つまり、推定式は長期的に成立するとみてよいことが確認された。

これらのことから、スギ、ヒノキ両樹種に関する拡大造林・再造林行動モデルの推定結果は、改良の余地はあるものの、いずれも総合的にみて有意であると判断される。

表 3-5 造林行動モデルの推定結果

①スギ拡大造林	推定値	t 値
定数項	0.91	1.10
$\ln Y_{k,t-1}$	0.87	21.6 ***
$\ln P_t$	0.29	1.99 *
$\ln C_t$	-0.20	-2.08 **
$D7299 \ln Y_{k,t-1}$	-0.01	-4.93 ***
$D7499 \ln Y_{k,t-1}$	0.01	4.00 ***
$D8499 \ln Y_{k,t-1}$	-0.10	-2.39 **
D94	-0.17	-8.73 ***
AdjR ²	0.99	
LM	6.65	(0.01)
m	-0.70	(0.48)

②ヒノキ拡大造林	推定値	t 値
定数項	0.66	0.39
$\ln Y_{k,t-1}$	0.93	16.1 ***
$\ln P_t$	0.31	1.90 *
$\ln C_t$	-0.24	-1.96 ***
$D7299 \ln Y_{k,t-1}$	-0.02	-3.21 ***
$D7499 \ln Y_{k,t-1}$	0.01	2.06 *
$D8499 \ln Y_{k,t-1}$	-0.01	-1.63
D94	-0.41	-4.70 ***
D9395	0.21	3.48 ***
AdjR ²	0.99	
LM	2.06	(0.15)
m	-0.02	(0.98)

③スギ再造林	推定値	t 値
定数項	4.33	1.91 *
$\ln Y_{s,t-1}$	0.67	7.72 ***
$\ln P_{t-2}$	0.32	1.88 *
$\ln C_t$	-0.34	-2.46 **
$D7599 Y_{s,t-1}$	-0.01	-1.42
$D8599 Y_{s,t-1}$	-0.02	-1.77 *
D9395	0.14	2.16 **
AdjR ²	0.97	
LM	0.00	(0.99)
m	-1.97	(0.05)

④ヒノキ再造林	推定値	t 値
定数項	3.92	1.87 *
$\ln Y_{s,t-1}$	0.63	5.48 ***
$\ln P_{t-2}$	0.47	2.40 **
$\ln C_t$	-0.41	-2.52 **
$D7599 Y_{s,t-1}$	-0.02	-2.11 **
$D8499 Y_{s,t-1}$	-0.02	-1.98 *
D9395	0.19	2.71 **
AdjR ²	0.89	
LM	2.36	(0.13)
m	-0.56	(0.57)

注: 1) t 値右横の***, **, *印は, それぞれ有意水準 1%, 5%, 10%で有意であることを表す。

2) AdjR² は自由度調整済み決定係数を, LM は誤差項の不均一分散のラグランジュ乗数検定統計量を, m は m テスト時の e_{t-1} の t 値をそれぞれ表し, 数値横の括弧内は P 値を表す。

3) スギ拡大造林の t 値は White の標準誤差による t 値である。

表 3-6 共和分検定の結果

	拡大造林					
	スギ			ヒノキ		
	NC	NT	WT	NC	NT	WT
定数項		-0.00	-0.00		0.00	0.01
トレンド			0.00			-0.00
e _{t-1}	-1.13	-1.13	-1.13	-1.01	-1.50	-1.49
t 値	-5.50	-5.38	-5.25	-5.19	-6.37	-6.22
有意水準	***	***	**	***	***	***
AdjR ²	0.49	0.47	0.46	0.46	0.58	0.57
DW	1.84	1.84	1.84	1.81	1.69	1.71
LQ(4)	0.36	0.36	0.36	0.13	0.45	0.46
LM	0.02	0.02	0.02	0.06	0.45	0.47

	再造林					
	スギ			ヒノキ		
	NC	NT	WT	NC	NT	WT
定数項		-0.00	-0.00		0.00	0.04
トレンド			0.00			-0.00
e _{t-1}	-1.38	-1.38	-1.38	-1.08	-1.08	-1.08
t 値	-8.36	-8.22	-8.01	-5.61	-5.51	-5.48
有意水準	***	***	***	***	***	***
AdjR ²	0.69	0.68	0.62	0.50	0.49	0.48
DW	2.08	2.09	2.09	1.83	1.83	1.87
LQ(4)	0.48	0.48	0.48	0.89	0.89	0.90
LM	0.42	0.60	0.43	0.96	0.99	0.95

注: 1) 共和分検定は ADF テストにより行った。

2) 表中, NC は定数項およびトレンドを含まないモデル, NT はトレンドを含まないモデル, WT は定数項およびトレンドを含むモデルであることを意味する。

3) また, 「t 値」は上行の「e_{t-1}」の t 値を表し, 「有意水準」の***, **印は, それぞれ有意水準 1%, 5%で有意であることを表す。

4) AdjR² は自由度調整済み決定係数を, DW はダービン・ワトソン比を, LQ(4)はLjung-Box の Q(4) 統計量の P 値を, LM はラグランジュ乗数検定統計量の P 値をそれぞれ表す。

5) ヒノキ拡大造林について, NC は Δe_{t-3} までの, NT および WT は Δe_{t-1} までの計算を行った。

第 2 項 推定結果の考察

1) 構造変化

構造変化について, 切片ダミー変数及び勾配ダミー変数を用いた検証を行った。その結果, スギ拡大造林行動では 72, 74, 84 年に構造変化が認められた。72 年の構造変化は, いざなぎ景気終息により造林意欲が低下し, 造林習慣が弱まったことによると考えられる。74 年については, 第 1 次石油ショックにより, 低下傾向にあった立木価格が一気に上昇したことが, 造林意欲を刺激し, 造林習慣に対し, プラス的作用をもたらしたと判断される。そして 84 年については, 80 年以降, 立木価格が減少に転じたことにより, 造林意欲が低下し, 造林習慣が弱まったものと考えられる。ヒノキ拡大造林についても, 72, 74, 84 年に, 同様に構造変化が生じたと考えられる。一方, 再造林については,

75, 84, 85 年に構造変化が認められた。75 年については、第 1 次石油ショックを契機として、木材需要が減少したことに起因する。また、84, 85 年については、拡大造林の場合と同様、第 2 次石油ショックによるものと考えられる。

2) 調整係数

1 期前の被説明変数の回帰係数の推定値から δ を算出すると、スギ拡大造林で 0.13, ヒノキ拡大造林で 0.07 であるのに対し、スギ再造林で 0.32, ヒノキ再造林で 0.37 となり、再造林の方が拡大造林より値が大きい。推定された δ を元に、調整にかかる年数を計算したところ、拡大造林では調整に 10 年以上かかるのに対し、再造林では 5 年程度で調整されることがわかった。一般の産業と比較すると、この調整期間は長期であると考えられることから、造林に関しては、従来の造林習慣が維持されるとする仮説が統計的にみて支持されたといえる。

また、再造林よりも拡大造林の方が、比較的、調整が緩慢であることがわかる。立木価格および造林費用の弾力性を見ると、再造林の方が拡大造林の場合よりも弾力性が大きい。拡大造林は、超長期の投資的行為であることから、投資行為に影響を与える要因に逐一反応しているわけではないと考えられる。それに対し、再造林は、現時点での立木販売の延長線上にある行為であることから、現時点での決断に影響される部分が多いものと考えられる。このため、拡大造林と再造林の間で、調整速度に差が現れたと考えられる。

この調整速度を改めて見ると、ヒノキ拡大造林の調整係数が 0.07 と、非常に低くなっていることがわかる。これに対し、立木価格および造林費用に対する弾力性は、スギ拡大造林よりヒノキ拡大造林の方が大きい。これについては次のような解釈が可能である。推定期間中、スギに比べ、ヒノキの立木価格が恒常的に高いことから、ヒノキに対する森林所有者の期待は高い。そのため、スギの場合に比べ、立木価格や造林費用に対して反応しやすくなる。しかし、ヒノキはスギに比べ、生育に適する土地が少なく、弾力性は高いものの、結果として造林面積の増加につながらない。これが、造林習慣が強く維持された原因と考えられる。

一方、再造林の場合、調整係数、立木価格及び造林費用に対する弾力性は、スギとヒノキの差はわずかであり、樹種別に行動規定要因が異なるとはいえない。

第 11 節 まとめ

本章ではレイリー分布を用いた分布ラグモデルを取り入れ、森林所有者の造林行動に対する「時間」の影響を明らかにするアプローチ方法を提案した。この結果、期待価格に関するラグは、スギでは $t-6$ 期以降、ヒノキでは $t-5$ 期以降の立木価格が造林行動に影響を及ぼしており、それぞれ $t-3$ 期、 $t-2$ 期の立木価格がもっとも強い影響を与えていることがわかった。また、森林所有者の造林を行う習慣の影響を明らかにするため習慣形成を説明する際に用いられる部分調整モデル(パスカ分布)を適用し、森林所有者の造林行動モデルを構築した。拡大造林では調整に 10 年以上かかるのに対し、再造林では 5 年程度で調整されることがわかった。一般の産業と比較すると、この調整期間は長期であると考えられることから、造林に関しては、従来の造林習慣が維持されるとする仮説が統計的にみて支持された。このように、分布ラグモデルを適用することで、我が国林業に対する「時間」

の影響が明らかになった。

我が国林業の状況を見ると、ここ数年、国産材価格が輸入材価格を下回る事態になっており、森林所有者の意識もよりいっそう、森林から離れる傾向があると考えられる。今回のモデルは、時間の影響力が計測期間中、一定であるとの前提に立ち分析を行ったが、この仮定を緩めた分析を行うことで、森林所有者の行動原理をより実態に即して表現することが可能になると考えられる。

注

本章の計算は、主として TSP Ver.4.5 を用いて行った。

- (1) 飯田(1975)p.79より引用。
- (2) 半田(1990)p.86より引用。
- (3) 半田(1990)p.86より引用。
- (4) 半田(1990)p.90より引用。
- (5) 飯田(1975)p.79より引用。
- (6) 実質補助率 = 査定係数/100×40%とする。
- (7) 人工林面積のうち、伐採可能な林齢以上の森林が占める割合。この割合が高いほど伐採面積が増えるため、再造林が進む。
- (8) 詳しくは、蓑谷(1999)p.316を参照のこと。なお、1次と2次のパスカル分布を用いて同様の推定を行ったが、レイリー分布よりも有意な結果は得られなかった。
- (9) 変数、変数名および資料の出所は、次の通りである。
 - ① Y[造林面積]: 林野庁編「林業統計要覧」、各年版。
スギ再造林面積 = 民有林再造林面積 × 民有林スギ造林面積 / 民有林全造林面積
ヒノキ再造林面積 = 民有林再造林面積 × 民有林ヒノキ造林面積 / 民有林全造林面積
 - ② P[立木価格]: 日本不動産研究所「山林素地及び山元立木価格調」、各年版。
都府県平均立木価格を用いて、2000年基準の卸売物価指数で実質化した。
 - ③ W[賃金]: 農林統計協会「農村物価賃金統計」、1966年版～1995年版、農林統計協会「農村物価統計」1996年～1999年版。
長期にわたる造林に関する賃金統計がないことから、農業雇用労働賃金(男・臨時雇、全国平均)を代用し、2000年基準の消費者物価指数で実質化した。
 - ④ N[苗木単価]: 山梨県林務部「山梨県林業統計」、各年版。
苗木単価に関するデータは、多くの場合、一般には公表されていない。そのため、やむを得ず各都道府県統計書に掲載されているもので、もっとも多くのデータの記載があった山梨県の苗木単価を用いた。なお、2000年基準の卸売物価指数で実質化した。
 - ⑤ A[伐採可能人工林面積率]: 農林省統計調査部編「世界農林業センサス」、1960年～2000年。
林野庁編「林業統計要覧」、各年版。
「世界農林業センサス」をもとに毎年の伐採可能人工林面積率を計算した。統計資料の都合上、本稿では30年生以上を伐採可能面積とした。
 - ⑥ s[実質補助率]: 造林研究会「造林事業質疑応答集」、1995年。日本造林協会『民有林造林施策の概要』、2001年。
査定係数は1986年までは一般造林事業のうち、計画造林の査定係数を、1987年からは一般造林事業のうち、普通造林の査定係数を用いた。
- (10) 変数、変数名および資料の出所は、次の通りである。
 - ① Y[造林面積]: 林野庁編「林業統計要覧」、各年版。
民有林における樹種別および形態別造林面積のクロスデータが公開されていないことから、各造林面積を以下のように求めた。水源林については、森林開発公団(現緑資源機構)による拡大造

林であることから、除外することとした。なお、データはすべて民有林についてである。

スギ拡大造林面積＝補助造林面積×(拡大造林面積－水源林造林面積)÷(造林面積－水源林造林面積)×スギ造林面積÷造林面積。

ヒノキ拡大造林面積＝補助造林面積×(拡大造林面積－水源林造林面積)÷(造林面積－水源林造林面積)×ヒノキ造林面積÷造林面積。

スギ再造林面積＝補助造林面積×再造林面積÷(造林面積－水源林造林面積)×スギ造林面積÷造林面積。

ヒノキ再造林面積＝補助造林面積×再造林面積÷(造林面積－水源林造林面積)×ヒノキ造林面積÷造林面積。

② P[立木価格]:日本不動産研究所「山林素地及び山元立木価格調」,各年版。

都府県平均山元立木価格を用いて、1995年基準の総合卸売物価指数で実質化した。

③ C[造林費用]:

造林費用に関する長期統計が存在しないため、林野庁が造林投資利回り相当率を求める際に用いる造林費用算出式を適用し、造林費用を算出した。算出に用いた式は、以下の通りである。

$$C = (1 - \text{補助率}) \times (\text{労賃} \times 67 \text{ 人日} + \text{苗木単価} \times 3,300 \text{ 本}) \times 1.13$$

ただし、Cは1ha当たりの金額である。

[補助率]:林野弘済会『林野小六法』,各年版。

補助率は、補助率＝査定係数×0.4によって算出され、拡大造林と再造林とでは査定係数が異なる。推定にあたり、査定係数として、1978年までは一般造林事業の計画造林の査定係数を用い、1979年以降は、一般造林事業の計画造林と森林総合整備事業の計画造林の査定係数に、当初予算の計画量を掛け合わせた加重平均を査定係数として用いる。

[労賃]:農林統計協会「農村物価賃金統計」1967～1995年版,農林統計協会「農村物価統計」1996～1999年版。

長期にわたる造林に関する賃金統計がないことから、農業雇用労働賃金(男・臨時雇,1人日あたりの全国平均)を代用し、2000年基準の総合消費者物価指数で実質化した。

[苗木単価]:山梨県林務部「山梨県林業統計書」,各年版。

苗木単価に関するデータは、多くの場合、一般には公表されていない。そのため、やむを得ず各都道府県統計書に掲載されているもので、もっとも多くのデータの記載があった山梨県の苗木単価を用いた。なお、2000年基準の農村物価指数のうち、総合農業生産資材価格指数で実質化した。

④[ダミー変数]:

D7299:1971年までを0,以降を1。

D7499:1973年までを0,以降を1。

D7599:1974年までを0,以降を1。

D8499:1983年までを0,以降を1。

D8599:1984年までを0,以降を1。

D94 :1994年を1,その他期間を0。

D9395:1993～95年を1,その他期間を0。

引用文献

- 赤尾健一(1988) 不確実性下の林業経営に関する理論的研究(1). 林業経済研究 113:86-92.
- ピーター・ブランドン(1984) 林業における必要最低利回り. 第95回 日本林学会大会発表論文集:35-38
- Faustmann, M. (1849) On the determination of the value which forest land and immature stand pose for forestry. Martin Faustmann and the evolution of discounted cash flow. Gane, M. and Linnard, W. (eds.), Oxford Institute, 27-55.
- Faustmann Symposium(2009) (<http://www.faustmann-conference.de/> 2010年4月25日参照).
- 藤沢秀夫(2000) 資源行政. (戦後林政史, 大日本山林会編, 大日本山林会). 31-139.
- 藤沢秀夫・佐野熊彦(1965) 日本の造林政策—行政の沿革と現状分析—. 380pp, 地球出版.
- 半田良一編(1990) 林政学. 311pp, 文永堂出版.
- 井口隆史(2004) 民有林造林政策. (森林政策学. 堺正紘編, 日本林業調査会). 117-130.
- 飯田 繁(1975) 造林—その歴史と現状—. 129pp, 林業経営研究所.
- 栗山浩一(1995) 北海道における林業政策の影響評価—造林補助金が森林所有者に与えた影響の計測—. 林業経済研究 127:209-214.
- 蓑谷千風彦(1999) 計量経済学. 487pp, 多賀出版.
- Newmann, D. H. (2002) Forestry's golden rule and the development of the optimal forest rotation literature. *Journal of Forest Economics* 8, 5-27.
- 農林省農林経済局統計情報部(1977) 昭和51年 林業経営意識調査報告書. 257pp.
- 農林省統計調査部編(1976) 昭和49年度 林家経済調査 育林費調査報告. 農林統計協会.
- 坂本 格(1990) 先進林業地農家林家における林業生産活動の木材価格に対する反応様式の計量分析—木頭地方の場合—. 第101回日本林学会講演論文集:197-198.
- 鶴 助治(1982) 林家と造林補助金—その実態と問題点—. 林業経済 35(9):1-10.

第 4 章 マイクロデータを用いた森林所有者の 間伐実施の意志決定構造

第 1 節 課題と方法

経済合理性が働きにくい中で、どのような要因が林業に影響を与え、林業活動を規定しているの
であろうか。これを明らかにするためには、国レベルや市町村レベルの集合データではなく、マイクロ
データを用いて、個人の活動そのものを捉え分析するのが効果的である。近年、マイクロデータを用
いた研究が盛んに行われている。

本章では、森林所有者の間伐実施に対する意志決定を事例に、我が国林業へのマイクロデータ
分析の手法を提案することを課題とする。

第 2 節 マイクロデータ研究

マイクロデータによる研究では、いわゆるアンケートによるデータ収集が行われることが多く、各質問
に対する単純集計を元に議論が行われることが多い。また、得られたデータについて多変量解析を
用いて分析が行われることが一般的である。中でも、近年マイクロデータを用いた研究が注目されて
いるのは、分析対象者の行動や選択にどのような要因が影響を及ぼすのかをモデル化し分析するこ
とである。分析手法は多様ではあるが、行動や選択は連続的ではなく、離散的となるため、一般的
な回帰モデルでは説明が困難となる。例えば、行動したのかしなかったのかということについては、行動
すれば 1、行動しなければ 0 というように、被説明変数が 2 つの値しか取り得ない。また、選択肢が多
数あったとしても多くの場合では有限である。この場合、被説明変数が連続ではないことを前提とし
たモデルが構築され、離散選択モデルと呼ばれている。離散選択モデルの代表的なものとしては、
Logit モデル、Probit モデル、Tobit モデルなどが挙げられる。

第 3 節 海外林業での先行研究

海外林業に於いてもマイクロデータを用いた研究は盛んに行われている。Bolkesje and
Baardsen(2002), Boyd(1984), Dennis(1989), Kuuluvainen and Tahvonen(1999)などは森林所有者
の伐採行動について、Hyberg and Holthausen(1989), Zhang and Flick(2001)等は森林所有者の
再造林行動について、Boyd(1984), Loyland et al.(1995)などは森林所有者の植林行動について、
それぞれマイクロデータを用いた研究を行った。これら先行研究の多くは、Logit, Probit, Tobit モデ
ルを用いており、マーケットに関する要素、政策に関わる要素、森林所有者の属性に関わる要素、
森林に関わる要素などを説明変数として用いている。

第4節 我が国林業でのマイクロデータ研究

一方、我が国の林業分野に於いては、アンケート調査が行われ、単純集計や選択肢の構成比の算出などは行われるが、統計的処理はあまり行われてこなかった。近年では、林・野田(2005)や青柳・佐藤(2008)など、マイクロデータを統計学的に分析する研究が行われるようになってきた。しかし、離散選択モデルによる分析も含め、多変量解析を用いた研究はほとんど行われてこなかった。しかし、林業においても、森林所有者の行動や消費者の行動などを詳しく解析することが求められると考えられる。このため、我が国林業におけるマイクロデータ研究の確立と政策への適応が急がれる。

第5節 間伐をとりまく状況

木材は戦後から高度経済成長期にかけて、多岐に亘って需要された。間伐材も電柱用材や足場丸太等として需要された。そのため、森林にあっては、販売可能な樹木のみが伐採され、劣勢木が残された結果、林分密度は適切な範囲に収まっていた。この方法は、造林学で択抜式間伐と呼ばれるものである。

林業経営にとり、この択抜式間伐による収入は主要な地位を占めていた。しかし、現在は、間伐材を木材市場へ搬出しても買い手がつかないことが多く、買い手がついたとしても、販売額が低いことから、伐採・搬出費用すら賄えない場合が多々ある。また、主伐を行っても、これまでの投資額を賄えない程度の低い販売額となっている。このような状況下では、適切な森林管理は行われにくい。そのため、適切な林分密度にするために間伐を行う必要が出てくる。この場合は、主に支障木や劣勢木が伐採され、成長が期待できる樹木が残される。これは造林学では下層間伐と呼ばれるが、一般的には保育間伐、切り捨て間伐、劣勢間伐とも呼ばれる。択抜式間伐が収入を得ることを主たる目的とするのに対し、下層間伐は林分密度を適切にすることを主たる目的としているのが相違点である⁽¹⁾。なお、支障木や劣勢木であっても、市場で流通する太さであり、伐採・搬出経費を賄える額で販売できると予想される場合、木材市場へ出荷されることもある。

表 4-1 我が国の間伐面積の推移

年	間伐面積 (万 ha)
1994	19.6
1995	21.5
1996	21.5
1997	20.9
1998	26.1
1999	23.7
2000	30.4
2001	30.2
2002	31.4
2003	31.2

出典：林業統計要覧（各年版）

2000年世界農林業センサスによると、間伐対象とされる3齢級から9齢級の針葉樹人工林面積は、全国で約610万haある。10年に一度、間伐を行うと仮定すると、年間61万haの間伐が行われることになる。表4-1は、我が国の間伐面積の推移を示したものである。1994年から2003年の間伐面

積は、多くて 31 万 ha/年である。国は補助制度を設け、間伐費用の過半を国庫事業として補助したり、地方自治体も独自の支援策を打ち出したりするなど、間伐の促進に努めている。しかし、マクロ的に見ても、間伐が十分には行われていないことがわかる。

第 6 節 間伐実施の意思決定

本節では、今日の主な間伐手法である下層間伐について、森林所有者が間伐実施をどのように決定するのかについて考察する。

第 1 項 間伐収支

下層間伐は、それを実施しても、基本的には収入は得られないが、適切な林分密度にすることで残存木の成長がよくなる。そのため、森林所有者は、残存木が将来、より高価値で販売できることを期待して、間伐を行う。つまり、下層間伐には投資的意味合いが強いと言える。しかるに、昨今の木材市況からみて、今後も木材価格が低迷することが予想される状況下では、間伐を行っても将来の収益は概ね見込めそうにない。

一方、間伐に掛かる費用は、労賃、立地条件等によって異なるが、一般的に、間伐費用の 7 割近くが国・地方自治体から補助されている。それでもなお、必要な間伐がすべて実施されるわけではない。

第 2 項 経営意欲

林業における経営意欲の重要性については、遠藤(1995)や堺(2003)が指摘している。木材価格の低迷等により、森林所有者の中には経営意欲を失い、林業経営を放棄する人も今日では少なくない。この様な場合、間伐も行われぬ。また、森林を相続したものの、他産業に従事し収入を得ている森林所有者の場合は、林業経営を行う意欲を全く持っていない。

これらから、木材価格の動向をどれほど重視するかによって、森林所有者の経営意欲を伺うことが可能であると考えられる。さらに、経営意欲が高い森林所有者ほど、所有森林の見回りをする傾向があると考えられる。

また、1960 年代頃から、ニホンシカやカモシカ等による獣害が多発しており、被害額や対策費用が増加するだけでなく、森林所有者が経営意欲をなくすことも多い。台風や雪による自然災害に遭うリスクも高い。このため、経営意欲が高い森林所有者であれば、自然災害や獣害等の影響を軽視するとは考えにくいことから、これらの重視度を知ることによっても、経営意欲をうかがい知ることができると思われる。

第 3 項 森林組合や行政による働きかけ

遠藤(1995)や藤野(2002)等は、経済的要因も施業の実施には大きく影響するが、森林組合や行政からの勧誘(働きかけ)が、森林所有者に施業を実施させる原動力となっていることを明らかにしている。

働きかけといっても、一般的には、森林所有者に対して、「あの山も、そろそろ間伐した方が良いですよ」と言う程度の軽いものである。これを機に、森林組合等が森林所有者の相談に乗ることもある。

提案型集約化施業にも関連する取組である。

第4項 森林管理上の必要性

上述したことは、間伐対象となる森林がある場合であり、間伐対象の森林がない場合は、勿論、間伐は行われない。間伐対象の森林がない場合として2通り考えられる。一つは間伐対象となる林齢の森林が元々ない場合であり、もう一つは、間伐がすでに終了しているために、対象林がない場合である。

以上を考慮し、間伐実施の意思決定に影響を与える要因の関係を図示したのが、図4-1である。これら諸要因は、「(2)経営意欲」が内的要因であるのに対し、「(1)間伐収支」、「(3)森林組合や行政による働きかけ」、「(4)森林管理上の必要性」は外的要因であると考えられる。

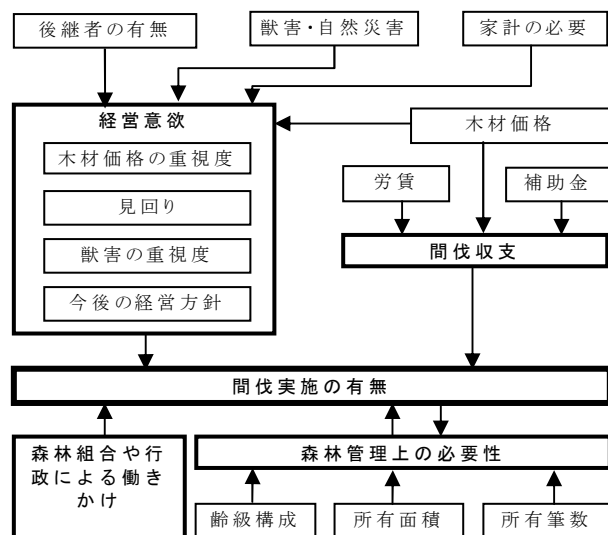


図4-1 間伐実施の意思決定に影響を与える要因

第7節 調査地の概要

第1項 調査地の選定

実証分析を行うためのデータは、兵庫県宍粟市波賀町の森林所有者を対象とし、アンケート調査により収集した。兵庫県宍粟市波賀町は、戦後にスギ・ヒノキ造林が始められた地域であり、現在も立木伐採が比較的盛んに行われている。また、2002年から、間伐費用が国・県・市(2005年合併以前は町)より100%補助されており、無料で間伐が行えたことから、間伐収支がマイナスになることで間伐が行われないという状況は考えにくい。従って、間伐に掛かる費用はどの森林所有者の場合でも一律0円と見なしてよい。このように、分析を行うにあたり、間伐収支を考慮しなくてよいことから、この地を分析対象とすることにした。

第2項 調査地の概要

波賀町は2000年世界農林業センサスによると、森林面積が14,922ha(森林率93%)で、人工林

率は 74% (うち, スギ 75%, ヒノキ 18%) であり, 人工林化が進んでいる地域である。森林を所有形態別にみると, 国有林が 6,372ha, 私有林が 5,865ha, その他民有林が 2,685ha である。かつては国有林と私有林の伐採は, ほぼ同程度に行われていたが, 近年では, 国有林の伐採は私有林の半分程度に落ち込んでいる。

表 4-2 は, 波賀町森林組合の間伐実績の推移を示したものである。個人の森林所有者についてみると, 2002 年以降, 間伐費用が 100%補助されるようになったこともあり, 間伐がかなりの面積で実施されていることがわかる。

表 4-2 森林組合の間伐実績の推移

年度	個人等からの受託 (ha)	計 (ha)
1993	22	299
1994	29	407
1995	70	266
1996	70	325
1997	32	344
1998	43	279
1999	46	215
2000	51	243
2001	20	242
2002	95	274
2003	73	255
2004	71	148

注: 1) 波賀町森林組合業務資料を基に作成。

2) 年度の期間は 7 月 1 日から 6 月 30 日までである。

第 8 節 アンケート調査の概要

アンケート調査は, 森林組合員名簿 (全 1,191 人) から, 里山地域の集落を選び, 集落内の全組合員に対して行った。5 集落, 294 人に対してアンケートを 2005 年 10 月に郵送により配布し, 174 人から回答があった (回収率 59%)。このうち有効回答は 73 人 (有効回答率 42%) であった。主な質問項目は, 所有森林の状況, 施業の実施状況, 施業に対する考え, 林業経営の状況等である。

以下に, 回答者の属性について特徴的であったものを概略説明する。回答者の年齢層は, 60 歳以上が 73% を占め, 職業は農業・林業と無職がほぼ同数で最も多く, 両者で全回答者数の 50% を占める。また, 68% の所有者が, 生誕以来, 波賀町で生活し続けている。

所有森林については, 17% が 1ha 未満, 48% が 1~5ha の所有であり, 零細的である。所有森林の筆数は 1~10 筆が最も多く 80% であったが, 所有森林の規模とは, 必ずしも正の相関があるとは言えなかった (相関係数 0.34)。また, 人工林率が 75% 以上という回答が 75% を占めるとともに, 所有森林の中で最も古い造林地が 60 年以下というものも 73% あり, 戦後に造林が積極的に行われたことを示す証左といえよう。

森林管理については, この 1 年間に, 月に 1 度以上見回りに行っている人は 5% に止まり, 43% が年に 1, 2 度見回りに行く程度で, 34% は 1 度も見回りに行っていない。施業に関しては, 過去 5 年間に, 39% が下層間伐を行っている以外は, ほとんど行われていなかった。

第9節 間伐実施に関する分析

森林所有者の間伐実施に対する意思決定構造を解明するために、離散選択モデル(Probit モデル及び Logit モデル)を用いた回帰分析を行った。被説明変数は、過去5年間における下層間伐の有無であり、実施した場合を1、実施していない場合を0とした。説明変数としては、森林所有者の属性および間伐実施の意思決定に影響を与える要因と推測される項目を選定した。

表 4-3 説明変数一覧

要因	変数名	定義
	x_1 見回り	0: なし 1: あり
	x_2 木材価格の重視度	1: 重視しない 2: あまり重視しない 3: どちらともいえない 4: やや重視する 5: 重視する
経営意欲	x_3 獣害の重視度	1: 重視しない 2: あまり重視しない 3: どちらともいえない 4: やや重視する 5: 重視する
	x_4 今後の経営方針	0: 縮小 1: 維持 2: 拡大.
	x_5 主伐の予定	0: なし 1: 条件次第 2: 予定している
働きかけ	x_6 働きかけ	0: なし 1: あり
森林管理上の必要性	x_7 間伐状況	0: 全く手がついてない 1: 一部手がついていない 2: 十分行っている

表 4-3 は、分析に使用した説明変数の一覧である。図 4-1 で示した要因に対応させると、「(1)間伐収支」は今回の対象地では考慮しなくて良い。「(2)経営意欲」については、経営意欲そのものを直接、数値化するには、本来、経営意欲を反映していると思われる項目を選び、因子分析等によって解析を行う必要がある。しかし、本研究では、このような分析を同時に行い得なかったことから、見回りの状況や木材価格の重視度等($x_1 \sim x_5$)を代理変数として用いることにした。「(3)森林組合や行政による働きかけ」は、働きかけの有無(x_6)を変数として用い、「(4)森林管理上の必要性」は、現在の間伐状況(x_7)を変数として用いた。

推定式は、Probit モデルの場合は下記の(4.1)式により、また、Logit モデルの場合は(4.2)式により、それぞれ推定を行った。また、説明変数の影響力の大きさを比較可能とするために、各説明変数の標準化を行い、分析を行った。

$$\text{Prob}(y_i = 1) = \Phi\left(\alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}\right) \dots\dots\dots (4.1)$$

ただし、 $\Phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt$

$$\text{Prob}(y_i = 1) = \Lambda\left(\alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}\right) \dots\dots\dots (4.2)$$

ただし、 $\Lambda(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$

表 4-4 は、両モデルについて、比較的良好な推定結果のみを示したものである。まず、計測結果について見ることにする。McFadden の決定係数 (ρ^2) は両モデルとも 0.4 程度である。回帰分析に用いる決定係数と違い、 ρ^2 の値が 0.2~0.4 の時には十分高い適合度を持つとされており、この基準を満たしている⁽²⁾。回帰係数の符号条件はいずれも整合的であり、正しく予想された数を観測値の総数で除した的中率は、共に 80% を越えた。回帰係数の推定値の大きさ、t 値、対数尤度、BIC 等、両者の推定結果に大きな違いは見られなかった。

図 4-2 は、Probit モデルについて、被説明変数の推定値毎にみた実際の間伐実施率である。被説明変数の推定値は計算上の間伐実施確率を表すことから、これと実際の間伐実施率は 1 対 1 の関係になるはずである。図 4-2 では、推定値と間伐実施率は概ね 1 対 1 の関係にあることが分かる。Logit モデルについても、同様の結果が得られた。これらから、全体としてみると、概ね良好な結果が得られたと判断される。また、Probit モデルと Logit モデルの有効性は同程度であると判断される。

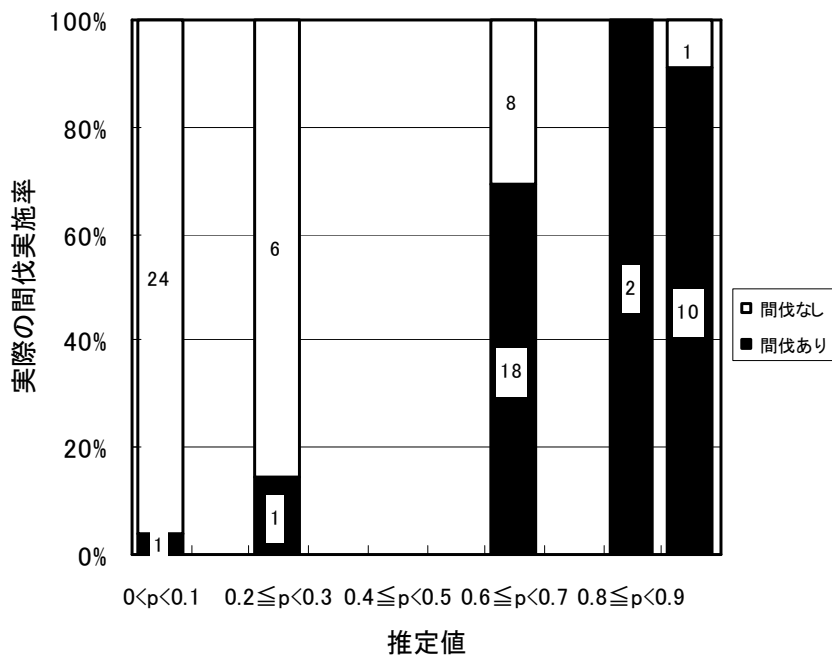


図 4-2 被説明変数の推定値毎にみた実際の間伐実施率 (Probit モデル)

注: 1) 被説明変数の推定値は 0.1 刻みで集計した。

2) 棒グラフ中の数字はサンプル数を表している。

3) 0.4 ≤ p < 0.5 および 0.5 ≤ p < 0.6 の区間はサンプル数が 1 であるため除外した。

表 4-4 両モデルの推定結果

変数名	Probit モデル			Logit モデル		
	推定値	t 値		推定値	t 値	
定数項	-0.292	-1.42		-0.464	(-0.290)	-1.23
見回り	x_1 0.779	3.52	**	1.41	(0.881)	3.20 **
木材価格の重視度	x_2 0.867	2.53	*	1.54	(0.963)	2.51 *
働きかけ	x_6 1.02	3.38	**	1.92	(1.20)	3.04 **
観測値数	73			73		
ρ^2	0.427			0.433		
対数尤度	-29.0			-28.7		
的中率	82.2%			83.6%		
BIC	37.5			37.3		

注:1)t 値右横の**, *印は, それぞれ有意水準 1%, 5%で有意であることを表す。

2)Logit モデルの推定値右横括弧内の数値は, Probit モデルの回帰係数の推定値と Logit モデルのそれを比較可能とするために, Logit モデルのそれに 0.625 を掛けた値である。この点に関しては, マダラ(1996)p237 を参照されたい。

3) ρ^2 は, McFadden の決定係数を表す。この点に関しては土木学会(1995)を参照されたい。

第 10 節 考察

以下では, 計測結果を元に, 森林所有者の間伐実施に対する意思決定構造について考察する。

説明変数のうち, 回帰係数の推定値の絶対値が最も大きかった変数は, 「働きかけ」であった。全額税金で間伐が行われるにもかかわらず, 働きかけ一つで, 間伐の実行に大きな影響が出ることは, 単に, 費用を全額補助するだけでは, 現在の間伐放棄問題の解決に万全を期したことにはならないことを意味する。次に大きかった変数は「木材価格の重視度」であるが, 経営意欲が大きいほど, 木材価格の重視度は大きくなると考えられる。

「働きかけ」, 「木材価格の重視度」の他, 統計的に有意と認められた変数は「見回り」であった。これも森林所有者の経営意欲を反映していると考えられる変数である。回帰係数の推定値の大きさを比べると, 「働きかけ」, 「木材価格の重視度」と「見回り」とでは大きな差はなく, カテゴリーランクが1単位変化したときに間伐実施の意思決定に与える影響力はほぼ同程度であることが判明した。

経営意欲を表す代理変数として「獣害の重視度」, 「今後の経営方針」, 「主伐の予定」も用いたが, いずれも統計的に見て有意であるとは言えなかった。「獣害の重視度」が有意ではなかったことについては, 獣害や自然災害とそれに対する意識は相互関係があることから, この関係をさらに調査し, 経営意欲との関係を明らかにする必要があると考えられる。「今後の経営方針」, 「主伐の予定」が有意でなかったということは, 森林所有者にとって, 現在の林業経営と将来の林業経営が必ずしも関連しているとは言えないことを表していると考えられる。

また, 「森林管理上の必要性」を表す「間伐状況」についても, 統計的に有意とは認められなかった。この変数には, これまでに間伐を行ってきたかどうか反映されている。このため, 過去の林業経営と現在の林業経営が, 必ずしも関連しているとは言えないという事が考えられる。

これらから、森林所有者が間伐実施を決定する際、「経営意欲」と「働きかけ」が重要な要因であることが分かった。「経営意欲」は内的要因、「働きかけ」は外的要因と捉えることができる。このため、外的要因である「働きかけ」を操作することで間伐実施を増やすための政策を取ることが可能であると考えられる。

そこで、サンプルの平均値（見回り：あり、木材価格の重視度：やや重視、働きかけ：なし）を仮定し、「働きかけ」以外の変数を所与とした場合、働きかけの有無によって、どの程度、間伐実施確率が変化するかを、Probit モデルを用いてシミュレーションした。「働きかけ」が無い場合、間伐が実施される確率は、1.1%であった。しかし、働きかけがある場合、これが56.7%にまで上がった。これより、働きかけがあるだけで、間伐実施確率が大いに高まることが明らかにされた。

第 11 節 結論

本章では、森林所有者の間伐意志決定に関するマイクロデータを用いて、Logit モデル、Probit モデルによる分析を行った。概ね良好な結果が得られており、今後も我が国林業に於いて、マイクロデータを用いた研究が行われることが期待される。本論文では、変数として価格データを用いることはなかったが、経済活動である以上、価格データを含めた形での分析が必要となると考えられる。

また、離散選択モデルは手法の開発が盛んであることから、最新の分析モデルの動向を把握することも重要となる。多くのモデルをまとめたものとしては、Louviere・Hensher・Swait (2000)、Hensher・Rose・Greene (2005)、Train (2009)などが挙げられる。最近の潮流としては、Nested Logit モデル、Heteroscedastic Extreme Value モデル、Mixed Logit モデル等、Logit モデルの諸条件を緩和した generalized extreme value モデルに関する研究がよく行われている。これらを参考にしつつ、我が国林業に適したモデル開発を進めることが今後の課題と考えられる。

注

- (1) 間伐の定義については、堤(1994)p33 に従った。
- (2) 土木学会(1995)p51 を参照。

引用文献

- 青柳かつら・佐藤孝弘(2008) 森林ボランティア活動指導者の指導能力評価の試みー高校学校林整備事業の指導者へのアンケートから。林業経済研究 54(3):37-44.
- 土木学会(1995) 非集計行動モデルの理論と実際. 240pp, 土木学会.
- 遠藤日雄(1995) 国産材時代と森林経営の課題ー森林所有者の伐採意欲喚起の条件を探るー. 公庫月報 1995年7月号:4-9.
- 藤掛一郎(2005) 間伐遅れと実質立木価格ー初回間伐までの経過時間の比率危険率モデルによる分析ー. 日本森林科学誌 87:323-330.
- 藤野正也(2002) 林家に対する助成制度の展開と課題. 126pp, 京都大学修士論文.

- 林 雅秀・野田巖(2005) 森林所有者の施業意識とその形成要因について－熊本県におけるアンケート調査結果から－. 林業経済研究 51(3):1-9.
- Hensher, D.A., Rose, J.M., and Greene, W.H. (2005) *Applied Choice Analysis: A Primer*. 744pp, Cambridge University Press.
- 飯田 繁(1975) 造林－その歴史と現状－. 129pp, 林業経営研究所.
- 紙野伸二(1962) 農家林業の経営. 242pp, 地球出版.
- Louviere, J. J., Hensher, D.A., and Swait, J. (2000) *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*. 418pp, Cambridge University Press.
- G. S. マダラ(和合肇訳)(1996) 計量経済分析の方法 第2版. 532pp, シーエーピー出版.
- 野口俊邦(1983) 中小林家の林業経営. (転換期の林業・山村問題, 奥野正・鷲尾良司編, 新評論). 181-196.
- 堺正紘編(2003) 森林資源管理の社会化. 358pp, 九州大学出版会.
- 坂本 格(1990) 先進林業地農家林家における林業生産活動の木材価格に対する反応様式の計量分析－木頭地方の場合－. 第101回日本林学会講演論文集:197-198.
- Train, K. (2009) *Discrete Choice Methods with Simulation* (2nd Eds.). 388pp, Cambridge University Press.
- 堤利夫編(1994) 造林学(現代の林学). 253pp, 文永堂出版.

第 5 章 伐出システムの違いによる生産性の比較

第 1 節 課題と方法

林業は森林を育て木材を生産する産業である。このため、生産性の向上は重要な課題となっている。一般に我が国林業では、生産性を一人あたりの素材生産量、つまり労働生産性で表すことが多いが、機械の使用がどれほどあるのかが加味されていない。また、我が国林業の生産性は海外林業と比べて低いとされているが、諸条件が違う中で比較を行っても、どの部分で生産性に違いが出ているのかは明確にはならない。

世の中には様々な生産性の表現方法があるが、多くの場合、投入に対する産出の比で表されている。投入は様々な要素から成り立っている。生産物によってその中身は異なるが、土地、労働、資本、原材料、エネルギーなどが生産要素とされている。各生産要素の投入に対する産出の比は偏要素生産性と呼ばれるのに対し、全ての生産要素の投入に対する産出の比は全要素生産性と呼ばれる。生産性の改善を行うには偏要素生産性を指標にするのがわかりやすいが、最終的には全要素生産性が向上しなければ生産の効率性が改善されたとは言えない。

林内に高密度路網を設置し、車両系高性能林業機械を使用して作業を行う車両系生産システム⁽¹⁾が注目を集めている⁽²⁾。生産に掛かる時間や費用が削減されるのみならず、我が国の小規模分散型の森林所有構造に適応し、作業箇所を増やすことで効率性を上げている事業体も現れている(長谷川, 2003, 2005)。これは、我が国素材生産業に久しく訪れていなかった技術革新であり、これらシステムの研究を行うことで、我が国林業全体の活性化を図る必要がある。

素材生産の研究については、森林利用学分野において、機械組み合わせの分析や工程調査が行われてきた。生産性は労働者一人の一日あたりの生産量($\text{m}^3/\text{人日}$)や、木材を 1 m^3 生産するための費用($\text{円}/\text{m}^3$)によって表されることが多く、生産システムの具体的な効率化が研究されている⁽³⁾。ただし、これらは一作業地ごとに詳細な調査が行われる反面、経済学的分析や他産業との比較分析が難しいという側面を持つ。

本章では、生産性の向上が最も求められている伐出過程において、生産関数を用いた分析を行い、作業システムによる違いを明らかにする手法を導入することを目的とする。方法は、コブ・ダグラス型(以下 CD 型)生産関数を仮定し、スギ、ヒノキの素材生産に関するデータをパネルデータとして用い、我が国の代表的な生産技術ごとに回帰分析を行う。規模の経済性の有無などについて分析を行った後、車両系生産システムが優位性を持つ生産量を算出し、我が国の素材生産業の生産技術のあり方を考察する。

また、パネル単位根検定、パネル共和分検定を行い、推定した CD 型生産関数が見せかけの回帰か否かをも検証する。本研究では、パネル単位根検定として、分析の容易さから IPS 検定⁽⁴⁾を採用する。パネル共和分検定には、検定に用いる仮定の柔軟性から、Pedroni(1997, 1999, 2004)が一般的に用いられており、本研究でも Pedroni の共和分検定を行う。

第 2 節 先行研究における生産性分析

一般に、生産性分析でよく用いられるのが、生産関数または費用関数を計量経済学的手法で推定する方法である。分析のモデルが経済理論に基づいていること、統計的な検定が可能であること、偏要素生産性と全要素生産性を推定できることなどがこの方法の特徴である。他に、全要素生産性だけを求める指数法や、生産フロンティアと現状との乖離具合を指数化するマルムクイスト生産性指数などがある。

海外林業研究では、Wear(1994)は指数法による生産性分析を、Kant and Nautiyal(1997)や Nanang and Ghebremichael(2006)はトランスログ型費用関数を用いて生産性分析を行うなど、計量的な分析が行われている。

これに対し、我が国では計量的な分析はほとんど行われていない。加えて、素材生産業に関する研究も、必ずしも多くはない。赤羽・餅田(1983)によると、先行研究は、1960年代は佐野(1962a, 1962b, 1962c)、高松(1962)、村尾(1963a, 1963b)、福島(1969)等、林業の前近代性に焦点を置いた研究が行われた。1970年代に入ると、福島(1972)、安藤(1978)等、輸入材による木材流通構造の変化と我が国の素材生産の関係に注目する研究が行われた。しかし、赤羽・餅田(1983)以降、素材生産業に関する研究は少なく、三重県の大山林経営と素材生産の関係を分析した成田・砂坂(1990)や、熊本県の素材生産事業体を調査した堺(1995)等、地域別分析を行った研究に限られる。

近年展開している車両系生産システムについて、その中心地域となっている岡山県を事例調査した長谷川(2003, 2005)は、会計分析を行いつつ、架線系生産システムから車両系生産システムへの転換点を明らかにした。また、森林組合における車両系生産システムを用いた間伐生産の実態を藤野(2007)が明らかにした。

これらの先行研究では、ミクロ経済学的な分析はほとんど行われておらず、また、計量的な分析もほとんど行われていない。

第 3 節 我が国の素材生産技術の展開

第 1 項 素材生産業の動向

1960年世界農林業センサスによると、全国の素材生産事業体数は 69,304 事業体であったが、1980年世界農林業センサスでは 37,345 事業体に減少した。1980年までは調査対象条件が毎回変更されていることから、調査対象条件が「年間素材生産量が 50 m³ 以上」である 1980年、1990年、2000年についてみると、それぞれ、37,345、15,138、7,340 であり、事業体数が 10年ごとに半減したことがわかる。

一方、農林水産省統計部編「平成 16 年度林業組織経営体経営報告」によると、一事業体あたりの全国平均データでは、育林、素材生産等による営業利益は 302 万円の赤字であり、厳しい経営環境にあることがわかる。これは報告が行われるようになった 1995年度以降、恒常的なものであることから、技術革新等により、素材生産の生産性を向上させ、費用を抑制すると共に、利潤を獲得する必要があることがわかる。

第2項 生産技術の展開⁽⁵⁾

素材生産は、主に伐採、造材、集材の3工程からなる。伐採では、1950年代以降、チェーンソーが普及したことにより、生産性が大幅に向上した。その後、ハーベスタを用いた伐採が検討されたが、技術的に使用が困難であることから、あまり普及していない。一方、造材は伐採同様、チェーンソーが用いられるが、近年、ハーベスタやプロセッサが増えている。

集材は、1940年代後半に、集材機(巻き上げ機)が登場し、架線による集材が一般化していった。これらは、架線を用いることから架線系生産システムと呼ばれる。システムの特徴は、架線を張ることが可能であれば、急傾斜地であっても集材が可能となる点である。他方、架線を張る作業自体に手間が掛かるという難点がある。

1960年代になると、林内作業車と呼ばれる、ウインチ付き小型車両が開発された。大規模伐採には不向きであると思われるが、一人で集材および搬出ができることなどから、近年、多くの事業体で用いられている。

1990年代後半に入り、林内に作業道を開設し、作業道上の車両により集材を行う事業体が増加してきた。これらは車両により作業が行われることから、車両系生産システムと呼ばれている。このシステムでは、主に、グラップル、プロセッサ、ハーベスタで集材が行われ、フォワーダで搬出される。タワーヤードやスイングヤードも車両ではあるが、架線を張ることから架線系生産システムに含まれる。

車両系生産システムは、緩斜面であれば、路網を設置することで作業を行うことができる。さらに、集材に付随する作業がほとんどなく、肉体労働が大幅に削減され、安全面も改善されるため、労働条件の改善につながる面がある。ただし、架線系生産システムと車両系生産システムは必ずしも対立するものではなく、例えば、ウインチ付きグラップルを使用した場合は、併用型と言うことができる。一方で、林内作業車はミニ・フォワーダとも呼ばれており、車両系生産システムに含める場合もあるが、本稿では区別して分析する。

第3項 生産規模と生産技術

上飯坂・神崎(1990)は、生産規模と伐出技術の関係について、林内作業車は年間生産量 500 m³以下の事業体で、車両系生産システムは 2,000 m³以上の事業体で、架線系生産システムは生産量にかかわらず、それぞれ用いられていると述べている。林内作業車は最大積載量が 1.0~1.5t程度であるが、車両系生産システムでよく用いられるフォワーダは 2.5~6.0t程度である。両者とも林内走行速度に大差はないことから、搬出量が多くなれば、林内作業車を用いるよりもフォワーダを用いる方が効率的と考えられる。

第4節 使用データの吟味

第1項 素材生産費等調査報告書の概要

分析に使用するデータの出所は、林野庁企画課編「素材生産費等調査報告書」である⁽⁶⁾。素材生産費等調査は、名称および調査項目の変更を3度行っているが、いずれも主目的は立木価格および素材生産費の実態を明らかにすることである。調査は都道府県を通じて実施されており、素材生産事業体自らが調査票に記入する記帳調査と、都道府県職員が事業体に聞き取りを行い調査票に記入する面接方式が併用されている。

調査対象は名称変更の都度、若干変更されている。現在では、「沖縄県を除く全ての都道府県の

代表的な林業地域で通常的に素材生産を行っている事業者が、原則として調査時までの1年以内に立木を購入し、かつ、素材生産を完了した箇所のうち、林齢、伐採方法等の素材生産地条件が当該地域で一般的と見られる事業箇所における実績を調査したもの(同書、「利用者のために」より)とされており、毎年、同様の基準で調査対象が選別されている。

第2項 データ使用の妥当性の検討

このように、同報告書は悉皆調査ではなく、統計学的な処理をなされたサンプル調査でもない。一般に、素材生産業では、作業箇所ごとの費用を明確にすることはあまり行われていないため、データ収集そのものが困難である。そのため、統計学的なサンプリングが困難であるが、前掲の「利用者のために」のような制約を設けたり、「可能な限り、前年度と同じ事業者を調査し、当該地域において一般的と考えられる事業箇所のデータを収集することで、データの連続性と一般性に配慮」(林野庁企画課担当官への聞き取り)したりすることで、平均的と思われる事業箇所が選別されている。事業箇所選別に制約をつけていることから、一定の範囲内にデータが収まっていると考えられ、調査対象の現状に即し、最適な調査方法が用いられていると言える。また、同報告書では、代表的な林業地における平均的と思われるデータを収集していることから、やや優良事例寄りのデータであると考えられる。

本稿で利用可能なデータは個票データの全国平均値となっている。林業には地域性が強いと考えられることから、地方単位または都道府県単位でのデータ利用が望ましい。これは同報告書の公表体制の問題であることから、林野庁企画課において個票データまたは都道府県データの入手を試みた。しかし、担当職員の異動等により、過去の個票データの所在が不明であることから、データの入手には至らなかった。

使用データには若干のバイアスが存在するが、素材生産技術に関して、全国的な趨勢を捉えるための資料は同報告書以外に存在せず、個人がこれらのデータ収集を行うことは極めて困難であることから、同データを用いて分析を行う。

第5節 使用変数と推定方法

第1項 モデルの前提

素材生産は、具体的な生産過程は異なっても、大まかには先述の3工程から成り立っており、生産要素として、労働と資本を投入することには変わりはない。このため、生産関数の関数型は、生産技術および樹種において同一であり、回帰係数および定数項がそれぞれに異なるにすぎないものと考えられる。

本研究では、代表的な生産技術として、架線系生産システム、車両系生産システム、林内作業車の3種類について、それぞれを用いる素材生産事業者ごとの分析を行う。表5-1は、素材生産費等調査報告書で調査されている集材方法の分類である。複数の機械や集材方法が組み合わせられている場合があることがわかる。しかし、「平成17年度素材生産費等調査報告書」によると、集材機を用いた生産方法の82%では、集材機が単独で用いられ(コード6)、林内作業車を用いた生産方法の63%では、林内作業車が単独で用いられていた(コード10)⁽⁷⁾。生産技術間の比較を容易にする観点からも、集材方法が単一のものを採用するとし、架線系生産システムのデータはコード6を、林内作業車のデータはコード10を使用する。車両系生産システムについては、素材生産費等調査報告

書には該当項目はないが、コード 13 がそれに近いものと考えられる。林業組織経営体経営報告書に掲載されている機械の使用状況を分析すると、架線系生産システムに属するタワーヤードはほとんど使用されていないため、コード 13 で主に使用されている高性能林業機械は、プロセッサ、ハーベスタ、フォワーダ、スキッド等、車両系生産システムを構成する機械であるといえる。このため、コード 13 を車両系生産システムと読み替える事が可能であると判断し、分析を行うことにする。

我が国の素材生産樹種は、ほとんどがスギまたはヒノキである。樹種の違いが素材生産に影響することも考えられる。また、利用可能なサンプル期間が短期であり、自由度を増やす観点からも、スギ生産事業体とヒノキ生産事業体とでは素材生産構造に差異があると仮定し、パネルデータとして推定する。推定に際しては、樹種による差異を検証するため、F 検定等を行う。

表 5-1 集材方法の分類

コード	集材方法
1	人力木寄
2	人力木寄→集材機
3	人力木寄→集材機→林内作業車 [林内作業車にはトラクタ、バックホー、グラップル等を含む]
4	人力木寄→林内作業車(→林内作業車) [林内作業車にはトラクタ、バックホー、フルト'ーサ'、グラップル等を含む]
5	(人力木寄→)ウインチ、クレーン
6	集材機[ラジキヤリーを含む]
7	集材機→集材機 [集材機にはラジキヤリー、ウインチを含み、2段以上の集材機集材]
8	集材機→林内作業車 [林内作業車にはトラクタ、フォークリフト、クレーン、グラップル等を含む]
9	集材機→プロセッサ(→グラップル、集材機)
10	林内作業車 [林内作業車にはトラクタ、バックホー、フルト'ーサ'、グラップル等を含む]
11	林内作業車→林内作業車[林内作業車にはトラクタ、バックホー、フルト'ーサ'、グラップルのほか、一部高性能林業機械を含む]
12	林内作業車→集材機
13	高性能林業機械のみか、それを主体とする集材方法 [高性能林業機械は、プロセッサ、ハーベスタ、フォワーダ'、スキッド'、タワーヤード'で、フェラハンチャ、スイングヤード'等の使用実績はない]
14	ヘリコプター

注:「平成 17 年度素材生産費等調査報告書」4～5 頁より作成。

第 2 項 推定方法と推定期間

推定には CD 型生産関数を用いる。生産量を Q 、労働量を L 、資本量を K とおき、中立的技術進歩を仮定し、トレンド T を組み込みこんで、両対数型とする。さらに樹種ごとに回帰係数が異なるのか否かを検証するため、勾配ダミー変数を用いる。添字 n がサンプル (*sugi*, *hinoki*)、添字 t が期を表し、 $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ および $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ が回帰係数、 u が誤差項を表すとすると、推定式は次式で表すことが出来る。

$$\ln Q_{n,t} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_{1n}) \ln L_{n,t} + (\alpha_2 + \beta_{2n}) \ln K_{n,t} + (\alpha_3 + \beta_{3n}) T_{n,t} + u_{n,t} \dots \dots \dots (5.1)$$

ただし、 $\beta_{1\text{sugi}}=\beta_{2\text{sugi}}=\beta_{3\text{sugi}}=0$ 。この式より、ヒノキの回帰係数はそれぞれ $\alpha_1+\beta_1$ 、 $\alpha_2+\beta_2$ 、 $\alpha_3+\beta_3$ 、となり、 β_1 、 β_2 、 β_3 それぞれのt値が有意とならない場合、ヒノキの回帰係数とスギの回帰係数は一致することになる。なお、1987年のヒノキ生産量が非常に少なかったことから、外れ値と判断し、ダミー変数を用いてこれに対応する。素材生産量と関係性が強い変数として伐採面積が考えられる。しかし、伐採面積を説明変数として採用すると、伐採面積の影響が強くなり、その他の変数の影響がかき消される恐れが強いため、説明変数としては採用しなかった。

素材生産の生産性は、生産技術が影響するとともに、作業地の傾斜角や、伐採地と林道との距離など、伐採林分の特徴も影響する。しかし、これらに関する統計データは、一般には公開されていないため、本研究の分析モデルでは明示されず、定数項に含まれることになる。

推定期間は、架線系生産システムは1983年から2005年、車両系生産システムは1995年から2005年、林内作業車は1990年から2005年である。推定期間が異なるのは、各生産技術の浸透度合いが異なり、統計に記載されている期間が異なるためである。使用変数には1事業箇所あたりの数値を用いる。詳細は表5-2および表5-3を参照されたい。なお、林道、作業道の開設費用および山本土場から市場等への運搬費用は含まれない。

表 5-2 使用変数の内容

変数	変数名	単位	内容
Q	生産量	m ³	調査対象事業体がトラックへ積み込む地点(山元土場)まで出材した「素材生産量」(m ³)。間伐による素材生産は含まれていない。
L	労働量	人日	必要な架線、盤台、道路の作設、小屋掛け、機械修理等を含む伐木・造材および集材に掛かった労働量を1 m ³ 当たりで表示した「1 m ³ 当生産性」(人/m ³)に、「素材生産量」(m ³)を掛け合わせた数値。
K	資本量	円	資本量に関するデータがないことから、伐採からトラック積込地点までに使用した機械(チェーンソーを除く)の固定資産償却費の総額を1 m ³ 当たりで表示した「償却額」(円/m ³)に、「素材生産量」(m ³)を掛け合わせた数値を用いる。これには、機械だけ賃借した場合の賃料が含まれている。なお、2000年基準の企業物価指数で実質化した。
T	トレンド		西暦4桁の数値

注:1)「平成17年度素材生産費等調査報告書」1~2頁より作成。

2)表内の鍵括弧は、「素材生産費等調査報告書」で用いられている項目名を表す。

表 5-3 使用変数の記述統計量

生産技術	サンプル数	変数名	スギ		ヒノキ	
			平均	標準偏差	平均	標準偏差
架線系生産システム	23期×2	Q	498	226	342	117
		L	236	81	198	58
		K	323854	171134	229752	85260
車両系生産システム	11期×2	Q	558	233	255	111
		L	1438	68	985	44
		K	596119	269712	290470	143030
林内作業車	16期×2	Q	240	79	201	152
		L	78	17	90	58
		K	190480	106351	203474	177921

注:「素材生産費等調査報告書」各年版より作成。

なお、資本量に関するデータがないことから、伐採からトラック積込地点までに使用した機械(チェーンソーを除く)について、使用日数分に相当する固定資産償却費を用いる。固定資産償却費を資本費用と考えると、資本投入量を S_t 、資本一単位あたりの費用を r_t 、固定資産償却費を K_t とおくことで、 $K_t = r_t S_t$ の関係が成り立つ。 S_t を用いるのが望ましいが、データの都合上、 r_t が推定期間を通じて一定であると仮定することで、 K_t を用いて生産関数を推定する。

第6節 推定結果

第1項 推定結果

表5-4は、生産技術別樹種別生産関数の推定結果を示したものである。車両系生産システムは、予備的な分析の結果、規模に関して収穫一定の可能性があったことから、収穫一定という制約を課した場合の推定結果を掲載した。また、本稿は生産技術別樹種別の差異を分析していることから、固定効果モデルの結果のみを掲載した。

推定に当たっては、樹種による違いを明らかにするため、勾配ダミー変数を用いたが、いずれも有意とはならなかった。続いて、定数項における樹種別の差異を検証するため、F検定を行ったが、いずれの生産技術においても有意水準5%で帰無仮説が棄却されたことから、定数項のみ樹種で異なると考えられた(表5-4中のF1値)。

表5-4 生産技術別樹種別生産関数の推定結果

	架線系生産システム		車両系生産システム		林内作業車	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
回帰係数						
労働	0.481	8.53***	0.503	N/A	0.567	4.4***
資本	0.310	5.42***	0.497	3.86***	0.247	2.41**
トレンド	0.022	8.21***			0.027	2.54**
D	-0.257	-3.46***				
定数項						
スギ			-2.77		-54.5	
ヒノキ			-3.00		-54.9	
検定統計量						
AdjR2	0.976		0.722		0.895	
LM	0.01		1.30		0.129	
DW	1.85		1.68		2.17	
F1	56.0	***	7.66	**	20.9	***
F2	45.2	***	0.186		5.62	**

注:1)Dは、1987年のヒノキ生産量外れ値ダミー変数を表す。

2)AdjR2は自由度修正済み決定係数を、LMは不均一分散に関するラグランジュ乗数検定統計量を、DWはダービン・ワトソン比を、F1は定数項のみ異なるとする帰無仮説に対するF値を、F2は規模に関して収穫一定とする帰無仮説に対するF値をそれぞれ表す。

3)t値右横の***、**印は、それぞれ有意水準1%、5%で有意であることを表す。

さらに、規模に関して収穫一定か否かを、F 検定を用いて検証した。架線系生産システムおよび林内作業車は帰無仮説が有意水準 5%で棄却されており、いずれも規模に関して収穫逓減と判断された。車両系生産システムについては、帰無仮説が有意水準 10%でも棄却されなかったことから、規模に関して収穫一定であると判断された(表 5-4 中の F2 値)。

また、制約の強い CD 型生産関数を使用する妥当性を検討するため、CES 型およびトランスログ型生産関数の推定も行った。CES 型では一般化 GAUSS-NEWTON 法による直接推定を試みたが、多重共線性のため、満足な推定結果を得ることが出来なかった。トランスログ型については、いくつかの係数で有意な結果が得られなかった。トランスログ型の特殊な場合が CD 型になることから、定数項、 L_t 、 K_t およびトレンド項以外の係数がゼロであるとの帰無仮説を立て、F 検定を行った。有意水準 10%でも帰無仮説が棄却されなかったため、CD 型がトランスログ型を代替できると考えられ、CD 型を使用するのが妥当であると判断された。

第 2 項 パネル単位根検定とパネル共和分検定

次に、データの特性により、推定式が見せかけの回帰となる可能性を考慮し、パネル単位根検定とパネル共和分検定を行った。表 5-5 は、IPS 検定による単位根検定の結果である。いずれの変数も、WT、WC のいずれかにおいて、 $I(0)$ であり、定常であることが明らかとなった。このため、いずれの推定式でも、説明変数と被説明変数は共和分していると考えられた。

表 5-5 IPS 検定による単位根検定結果

架線系生産システム	$\ln Q$	$\ln L$	$\ln K$
WT	-1.21	-3.83 ***	-1.08
WC	-3.43 ***	-3.42 ***	-2.24 **
車両系生産システム	$\ln Q - \ln L$	$\ln K - \ln L$	
WT	-1.63 *	-5.26 ***	
WC	0.372	-3.50 ***	
林内作業車	$\ln Q$	$\ln L$	$\ln K$
WT	-3.33 ***	-2.56 ***	-2.23 **
WC	-6.99 ***	-4.34 ***	-4.55 ***

注：1) WT は各変数の残差を $e_{i,t} = \rho_i e_{i,t-1} + a_i t + \varepsilon_{i,t}$ と仮定した場合、WC は各変数の残差を $e_{i,t} = \rho_i e_{i,t-1} + a_i t + b_i + \varepsilon_{i,t}$ と仮定した場合の検定統計量をそれぞれ表す。各検定統計量の詳細は、Im et al.(1995, 2003)を参照されたい。

2)各検定統計量右横の***, **, *印は、それぞれ有意水準 1%, 5%, 10%で有意であることを表す。

表 5-6 Pedroni 検定による共和分検定結果

	架線系生産システム	車両系生産システム	林内作業車
Panel V	0.0110	0.0628	0.0211
Panel Rho	-0.888	-1.04	-0.922
Panel PP	-6.54	-4.73	-6.67 *
Panel ADF	-134 ***	-33.2 ***	-57.2 ***
Group Rho	-1.71	-2.01	-2.15 *
Group PP	-8.86 ***	-6.38 *	-9.99 ***
Group ADF	-8.84 ***	-7.54 ***	-12.0 ***

注：1)各検定統計量の詳細は、Pedroni(1997, 1999, 2004)を参照されたい。

2)検定統計量右横の***, *印は、それぞれ有意水準 1%, 10%で有意であることを表す。

頑健性確認のため、Pedroni 検定を用いたパネル共和分検定を行った。表 5-6 は、共和分検定結果を示したものである。少なくとも Panel ADF による検定で、いずれの生産技術においても帰無仮説は 1%水準で棄却された。これらより、いずれの推定式においても、説明変数と被説明変数は共和分の関係にあり、見せかけの回帰ではないと判断された。

表 5-5 の車両系生産システムの推定結果は、自由度修正済み決定係数がやや小さいものの、いずれの結果も経済理論を満たしており、概ね統計学的に見て有意であると判断し、以下ではこれを用いて分析を行った。

第 3 項 推定結果の考察

架線系生産システムについてみると、労働の弾力性が 0.481 であるのに対し、資本の弾力性は 0.310 となり、労働の弾力性の方が大きい。同様に、林内作業車も労働の弾力性の方が大きい結果となった。一方、車両系生産システムは、労働の弾力性が 0.503、資本の弾力性が 0.497 となり、ほぼ同じとなった。架線系生産システムを基準に考えると、林内作業車は労働使用・資本節約的に生産を行うのが効率的となる技術であり、車両系生産システムは、労働節約・資本使用的に生産を行うのが効率的な技術であると考えられる。

また、トレンドは架線系生産システムと林内作業車とでのみ有意となった。架線系生産システムおよび林内作業車は、40 年以上にわたり、全国各地で技術開発や機械の改良が行われ、現場での技術向上も行われてきた。一方、車両系生産システムは、普及段階にあり、現在でも試行錯誤が続いている。このため、車両系生産システムにおいて中立的技術進歩を表すトレンド変数が有意とならなかったものと推察される。

第 7 節 車両系生産システムの優位性の検討

先の分析から、車両系生産システムは規模に関して収穫一定であるが、架線系生産システムおよび林内作業車は、規模に関して収穫逓減であることが判明している。そのため、生産規模が拡大するにつれ、3つの生産技術がそれぞれ等量の生産量を産出しても、架線系生産システム及び林内作業車と比べて車両系生産システムによる費用の方が小さくなると考えられる。それでは、その生産規模はどれくらいであろうか。以下では、スギの生産について、架線系生産システムと車両系生産システムを用いた場合の比較を行う。

第1項 優位性の判断基準

車両系生産システムの生産関数を $Q_V(L,K)$ とおくと、先の推定結果は(5.2)式となる。

$$Q_V(L,K) = e^{-2.77} L^{0.503} K^{0.497} \dots\dots\dots(5.2)$$

ここで、費用関数 $C_V(L,K)$ を

$$C_V(L,K) = w_V L + K \dots\dots\dots(5.3)$$

と表すとする。ただし、 w_V は賃金率である。このとき、費用最小化条件は、

$$Q_L(L,K)/Q_K(L,K) = w_V \dots\dots\dots(5.4)$$

となる。ただし、 $Q_L(L,K)$ および $Q_K(L,K)$ は、生産関数 $Q_V(L,K)$ を L および K でそれぞれ偏微分したものである。車両系生産システムを用いて、費用最小化を実現させるには、労働及び資本の投入量が、(5.2)式に(5.4)式を代入した(5.5)式を満たす必要がある。

$$K = (0.497/0.503) w_V L \dots\dots\dots(5.5)$$

さらに、(5.3)式に(5.5)式を代入すると(5.6)式を得る。

$$Q_V(L,K) = Q_V^*(L) = e^{-2.77} (0.497/0.503)^{0.497} w_V^{0.497} L \dots\dots\dots(5.6)$$

ただし、 $Q_V^*(L)$ は $Q_V(L,K)$ を L のみで表示したものを表す。

また、費用関数は、(5.3)式に(5.5)式を代入することで、 L のみで表される(5.7)式となる。

$$C_V^*(L) = (1/0.503) w_V L \dots\dots\dots(5.7)$$

ここで $C_V^*(L)$ は、車両系生産システムの費用関数である。(5.6)式および(5.7)式より、単位生産量あたりの平均費用を求めると、(5.8)式となる。

$$AVC_V = e^{2.77} 0.497^{-0.497} 0.503^{-0.503} w_V^{0.503} \dots\dots\dots(5.8)$$

ただし、 AVC_V は車両系生産システムの平均費用関数を表す。これは、車両系生産システムの平均費用は生産量にかかわらず一定であることを意味している。

同様に、架線系生産システムの平均費用を求めると、

$$AVC_C(L) = e^{44.6-0.022T+0.257D} 0.31^{-0.31} 0.481^{-0.69} 0.791 w_C^{0.69} L^{0.209} \dots\dots\dots(5.9)$$

となり、生産量により平均費用が変動することが分かる。ただし、 $AVC_C(L)$: 架線系生産システムの平均費用、 w_C : 架線系生産システムの賃金率。これらより、両生産システムにおいて等量の生産を行うとき、 $AVC_C(L) > AVC_V$ であれば、費用面から見て、車両系生産システムが優位になると考えられる。ただし、 w_C および w_V の値により、 $AVC_C(L) = AVC_V$ となる L の値も変化する(図 5-1)。車両系生産システムと林内作業車の比較、並びに、架線系生産システムと林内作業車の比較も同様に行うことが出来る。

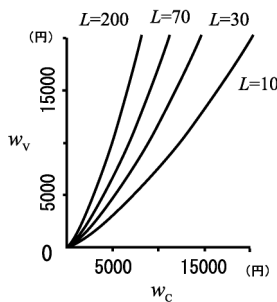


図 5-1 賃金率と労働量の関係

第2項 閾値の算出

それでは、費用面から見て、車両系生産システムが優位になる生産量はどれくらいであろうか。「素材生産費等調査報告書」のデータを基に、閾値を算出することにする。表5-7は、閾値とそれに対応する費用の算出結果である。賃金率の変動を考慮し、2001年から2005年までの平均賃金率を用いると、 $w_c = 14,667$ 円/人日、 $w_v = 15,069$ 円/人日であった。ダミー変数に2005年の値を当てはめ、これらを(5.8)式および(5.9)式に代入し、連立すると、 $L_F = 14.5$ が得られる。架線系生産システムの生産関数を L のみで表したものを $Q_C^*(L)$ とおくと、 $Q_C^*(L_F) = 86.8$ が得られる。つまり、 86.8 m^3 以上のスギ生産を行うときは、車両系生産システムの方が、生産量あたりの費用が小さく、それ以下の生産を行うときは、架線系生産システムの方が生産量あたりの費用が小さくなると推定された。同様に、ヒノキ生産では、 64.4 m^3 以上の場合、車両系生産システムの方が、架線系生産システムより費用面で優位性があると判断された。

林内作業車と比較した場合、車両系生産システムが優位となる生産量は、スギは 11.1 m^3 以上、ヒノキは 2.27 m^3 以上となった。また、架線系生産システムと林内作業車を比較すると、スギ生産、ヒノキ生産ともに、非常に大きな生産量が閾値となったことから、実質的に、架線系生産システムの方が優位であると判断された。

86.8 m^3 は、 0.5 ha 未満の面積で生産可能であり、サンプル(スギ、架線系生産システム)の1事業箇所あたり平均生産量 498 m^3 と比べて $1/5$ 程度であることから、小規模であることがわかる。そのため、費用面から考えると、ごく小規模なスギ生産以外では車両系生産システムに優位性があると考えられた。

一方、林内作業車の優位性は実質的には認められなかった。しかし、本稿は費用面から見た場合の優位性を分析しており、林内作業車の有用性そのものを否定するものではない。

分析からは車両系生産システムの優位性が明らかになったが、現実には、車両系生産システムは大勢を占めるには至っていない。この理由として、筆者が聞き取りを行った範囲では、「導入した機械に見合うだけの事業量を確保できる見込みがない」「機械価格が高い」「使い方が分からない」など、経営上の問題点が浮かび上がってきた。また、新技術が登場したからと言って、すぐにそれが普及するわけではない。素材生産業のように習慣性の強い産業においては、普及速度は遅いものと考えられる。これらは、生産技術の優位性の議論から分析することは難しく、経営面や政策面からの議論が必要であり、別稿にて分析を行いたい。

表 5-7 閾値と費用の算出結果

スギ 賃金率 = 架線系:14667, 車両系:15069, 作業車:14821			
車両系生産システム	$Q=86.8$ $L1=11.7$ $K1=174038$	$C=350177$ $L2=14.5$ $K2=137238$	架線系生産システム
車両系生産システム	$Q=11.1$ $L1=1.50$ $K1=22288$	$C=44845$ $L2=2.11$ $K2=13608$	林内作業車
林内作業車	$Q=4.45*10^7$ $L1=2.72*10^8$ $K1=1.76*10^{12}$	$C=5.79*10^{12}$ $L2=2.40*10^8$ $K2=2.27*10^{12}$	架線系生産システム
ヒノキ 賃金率 = 架線系:15421, 車両系:14321, 作業車:16527			
車両系生産システム	$Q=64.4$ $L1=11.2$ $K1=158367$	$C=318645$ $L2=12.6$ $K2=124880$	架線系生産システム
車両系生産システム	$Q=2.27$ $L1=0.395$ $K1=5586$	$C=11239$ $L2=0.473$ $K2=3410$	林内作業車
林内作業車	$Q=1.26*10^{11}$ $L1=7.50*10^{12}$ $K1=5.40*10^{16}$	$C=1.78*10^{17}$ $L2=7.01*10^{12}$ $K2=6.97*10^{16}$	架線系生産システム

注: 1) 生産量が大きくなるほど、右側の生産技術に対して、左側の生産技術が優位となる。

2) 表中の記号は Q: 閾値, C: 費用, L1: 左側生産技術の労働量, K1: 左側生産技術の資本量, L2: 右側生産技術の労働量, K2: 右側生産技術の資本量。

第 8 節 まとめ

本章は、我が国素材生産の生産性を、生産技術別樹種別に生産関数を用いて分析し、費用最小化の視点から、車両系生産システムの優位性を検討した。生産関数の分析からは、架線系生産システムによる生産は規模に関して収穫逓減、車両系生産システムによる生産は規模に関して収穫一定、林内作業車による生産は規模に関して収穫逓減であることが判明した。これらの結果は、パネル単位根検定とパネル共和分検定により、見せかけの回帰ではないと判断された。また、勾配ダミー変数を用いた検定の結果、樹種により、生産要素の投入構造は異なることが明らかとなった。

さらに、費用最小化を仮定して車両系生産システムの優位性を検討した結果、架線系生産システムよりも費用面で優位性を発揮する生産量は、スギの場合、1事業箇所当たり 86.8 m^3 以上、林内作業車よりも優位性を発揮する生産量は 11.1 m^3 以上であると推定された。ヒノキの場合は架線系生産システムとの比較では 64.4 m^3 以上、林内作業車との比較では 2.27 m^3 以上で優位となると推定された。そのため、費用面から考えると、ごく小規模なスギ生産以外では車両系生産システムに優位性があると考えられた。

なお、これらの分析はデータの制約上、やや優良事例寄りのものとなっていると考えられるため、零

細事業体や巨大事業体にまでこの結論が適応できるとは限らない。また、資本量として固定資産減価償却費を用いており、様々なバイアスが生じている可能性も否定できない。このため、実態調査に基づいた検証を行う必要があり、今後の課題としたい。

本章では、パネルデータを用いて、生産関数を推定し、パネル単位根検定およびパネル共和分検定を行った。生産関数による作業システム生産性分析が可能となったことから、今後は森林利用学分野で行われるような生産性分析との比較方法を開発することで、より多くの現場で生産性分析を行えるようにする必要があると考えられる。

本稿は、主に TSPTM 4.5(TSP International 社)および MapleTM 11(Cybernet Systems 社)を用いてプログラムを作成し、推定を行った。

注

- (1) 上飯坂, 神崎(1990)p.211 を参照。ただし、林業技術を主に研究している森林利用学分野では、立木を伐採し搬出する行為を、「伐出」と呼んでいることから、引用文献では「車両系伐出システム」と表記されている。
- (2) 例えば「平成 18 年版森林・林業白書」90 頁, 機械化林業(2006 年 5 月号から 2007 年 3 月号), 週刊農林(2006 年 9 月 5 日号)など。
- (3) 井上他(1998), 中澤(2006), Shimizu et al.(2000)等。
- (4) Im et al.(1995, 2003)を参照。
- (5) 本項は、上飯坂, 神崎(1990), 全国林業改良普及協会(2001), 泉(2005)をまとめたものである。
- (6) 素材生産費等調査報告書は3度, 名称が変更されている。1976 年度から 1989 年度までは「立木価格市場動態調査結果報告書」, 1990 年度から 1994 年度までは「立木価格変動動向要因分析調査報告書」, 1995 年度以降は「素材生産費等調査報告書」である。いずれも, 調査方法および調査項目はほぼ同じである。
- (7) 総サンプル数 362 件のうち, 集材機を用いた生産は 148 件, 林内作業車を用いた生産は 168 件, 高性能林業機械主体の生産は 49 件, いずれにも該当しない生産は 6 件であった。なお, 集材機と林内作業車を併用している場合は, 両方に計上した。

引用文献

- 赤羽武, 餅田治之(1983) 素材生産の構造と素材生産資本. 筑波大学農林社会経済研究 2: 49-70.
- 安藤嘉友(1978) 国産材生産の停滞と伐出業の再編. (日本経済と林業・山村問題, 林業構造研究会編, 東京大学出版会). 105-133.
- 藤野正也(2007) 日吉町森林組合が拓く次世代型森林管理の展望. 30pp.

(<http://www.forestry.kais.kyoto-u.ac.jp/stud/fujino/fujino2007a.pdf> 2008年1月17日参照).

福島康記(1969) 素材の生産構造－北海道の実態を中心として－. 林業経済 19(6):13-21.

福島康記(1972) 戦後素材生産の展開と停滞の構造. (林業の展開と山村経済, 塩屋勉・黒田迪夫編, 御茶の水書房). 79-130.

長谷川正(2003) 機械化間伐実現の可能性－向井林業の経営分析から－. 56pp, 京都大学卒業論文.

長谷川正(2005) 素材生産構造の変化に関する一考察－岡山県の素材生産事業体を対象として－. 102pp, 京都大学修士論文.

Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (1995), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. 33pp, Cambridge Working Papers in Economics 9526, Faculty of Economics, University of Cambridge.

Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003) Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. J. of Econometrics 115 : 53-74.

井上源基, 岡勝, 田中良明, 吉田智佳史(1998) 高性能車両系伐出システムにおける適正作業域と機械の組み合わせの検討. 森林利用学会誌 13, 1998:169-182.

泉 忠義(2005) 林業わが天職 ゼロ災で低コスト林業に挑む. 182pp, 全国林業改良普及協会.

上飯坂實・神崎康一編(1990) 森林作業システム学. 292pp, 文永堂出版.

Kant, S. and Nautiyal, J. C. (1997) Production structure, factor substitution, technical change, and total factor productivity in the Canadian logging industry. Canadian Journal of Forest Research 27(5): 701-710.

村尾行一(1963a) わが国の素材業について(1). 林業経済 16(10):7-28.

村尾行一(1963b) わが国の素材業について(2). 林業経済 16(11):19-33.

中澤昌彦, 吉田智佳史, 陣川雅樹, 山田容三, 土屋麻子, 岩岡正博(2006) 用材搬出コストの試算と間伐作業システムの最適化. 森林利用学会誌 21:133-140.

Nanang, D. M., and Ghebremichael, A. (2006) Inter-regional comparisons of production technology in Canada's timber harvesting industries. Forest Policy and Economics 8(8): 797-810.

成田雅美, 砂坂元幸(1990) 在村大山林経営と素材生産業. 筑波大学農林社会経済研究 8: 1-34.

Pedroni, P. (1997) Panel Cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis - new results-. 41 pp, Working Paper.

Pedroni, P. (1999) Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special issue: 653-670.

Pedroni, P. (2004) Panel Cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis. Econometric Theory 20: 597-625.

堺正紘(1995) 素材生産業者の現状と展開方向－熊本県の実態を事例に. 九州大学演習林報告 72:185-201.

佐野宏哉(1962a) 素材生産の経済構造(1). 林業経済 15(8):5-18.

佐野宏哉(1962b) 素材生産の経済構造(2). 林業経済 15(9):26-32.

佐野宏哉(1962c) 素材生産の経済構造(3). 林業経済 15(10):1-7.

Shimizu, D., Kondo, M., Kitagawa, K., Morioka, N. (2000) The investigation on logging systems using high performance forest vehicles and production conditions in Japan. 森林利用学会誌 15:205-212.

高松信清(1962) 素材生産覚え書. 林業経済 15(8):19-29.

Wear, D. N. (1994) Measuring Net Investment and Productivity in Timber Production. Forest Science 40(1): 192-208.

全国林業改良普及協会編(2001) 機械化のマネジメント. 239pp, 全国林業改良普及協会.

(謝辞)

Peter Pedroni 博士に、氏の開発した検定方法、パネル単位根検定およびパネル共和分検定について多くのアドバイスを賜った。この場を借りて感謝の意を表したい。

補論 パネル単位根検定とパネル共和分検定

パネルデータ分析については、Wooldridge(2003)、Green(2002)、北村(2004)等、教科書的文献が多数あるが、パネル単位根検定およびパネル共和分検定は、様々な検定方法が提案されている段階であり、日本語による文献はほとんどない。そこで、これらの主要な検定法を概観し、本稿で採用する検定方法の位置づけを行う⁽¹⁾。

第1節 パネル単位根検定

第1項 Im, Pesaran & Shin (1995,2003)

パネルデータを用いた単位根検定は、通常の時系列データを用いた単位根検定と、仮説の立て方が若干異なる。最も単純な形の DF 検定を例にとると、通常の時系列データの場合、残差を $e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t$ と定義し、対立仮説「 $H_1: \rho \neq 1$ (定常)」に対し、帰無仮説「 $H_0: \rho = 1$ (非定常)」を検定する。

しかし、パネル単位根検定では、 $e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ となるため、 e_{it} が定常であるためには、全ての i について、 $\rho_i \neq 1$ である必要がある。Levin and Lin(1992)によって開発されたパネル単位根検定は、ADF 検定をパネルデータに適用し、「全ての i について $\rho_i = \rho$ 」という仮定の下、対立仮説「 $H_1: \rho \neq 1$ (定常)」に対し、帰無仮説「 $H_0: \rho_i = \rho$ (非定常)」を検定する形を取った。しかし、これは非常に制約の強い仮定であった。

Im, Pesaran & Shin(1995,2003)は、 $\rho_i = \rho$ という仮定を緩和し、対立仮説「 H_1 : 少なくとも一つの i について $\rho_i < 0$ (定常)」に対し、帰無仮説「 H_0 : 全ての i について $\rho_i = 0$ (非定常)」を検定する形を取った。このため、片側検定となる。検定統計量 $W_T(\mathbf{p}, \boldsymbol{\rho})$ は、ADF 検定の ρ_i の t 値を t_{it} とおくと、次式で計算される。

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \rho_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (補.1)$$

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{it}(p_i, \boldsymbol{\rho}_i) \dots\dots\dots (補.2)$$

$$W_T(\mathbf{p}, \boldsymbol{\rho}) = \frac{\sqrt{N} \left\{ \bar{t}_{NT} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{it}(p_i, \mathbf{0}) | \rho_i = 0] \right\}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Var[t_{it}(p_i, \mathbf{0}) | \rho_i = 0]}} \xrightarrow{T, N} N(0,1) \dots\dots\dots (補.3)$$

$E[t_{it}(p_i, \mathbf{0}) | \rho_i = 0]$ と $Var[t_{it}(p_i, \mathbf{0}) | \rho_i = 0]$ は Im, Pesaran & Shin(2003)の Table3 に用意されている数値を用いて計算できる。時系列データ同士に相関がある場合は、クロスセクション方向の平均を引いてやることで問題を解決できるが、 $N \leq 10$ の場合、Im, Pesaran & Shin(1995,2003)を改良した Jönsson(2005)を用いる方がよい。

この検定方法は、執筆者の頭文字をとって IPS 検定と呼ばれている。IPS 検定は、対立仮説から分かるように、厳密には、すべての i についての定常性は検定できない。しかし、検定の容易さから、多くの研究で用いられている。

第2項 Maddala & Wu (1999)

この後、Maddala & Wu(1999)が、IPS検定よりも検定力の強い単位根検定を発表した。サンプル i の単位根検定統計量 (いかなる単位根検定でも良い) の P 値を p_i , 求める統計量を S とすると,

$$S = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i \sim \chi^2(2N) \dots\dots\dots (補.4)$$

と表される。この検定法は Fisher(1932) で示唆されていることから、Fisher 検定と呼ばれる。この検定法は、IPS 検定同様、各 i についての単位根検定を元に行っている。しかし、IPS 検定に比べ、(1) バランスデータである必要がない、(2) i ごとに統計量を求める単位根検定であれば、どのようなものでも利用できる、という特徴がある。一方で、クロスセクション方向の相関 (例えば、全ての i にまたがる構造変化) がある場合、 S は χ^2 分布に従わず、Bootstrap 法を用いて S の臨界値を求める必要があり、IPS 検定よりも使い勝手が悪くなる。さらに、期間数は短くなるほど検定力が IPS 検定よりも落ちることも Maddala & Wu(1999) で報告されている。

第3項 Hadri (2000)・Hadri and Larsson (2005)

Hadri(2000)は、帰無仮説を「単位根を持たない」とし、変数が定常であることを直接検定する方法を開発した。Hadri(2000)の概要は次の通りである。

変数 y_{it} を $y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it}$ もしくは $y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it}$ で表すとすると、 r_{it} がランダムウォークである場合、 $r_{it} = r_{i,t-1} + u_{it}$ と表せる。 ε_{it} と u_{it} が i と t について iid である時、 $E[\varepsilon_{it}] = 0$, $E[\varepsilon_{it}^2] = \sigma_{\varepsilon_{it}}^2 > 0$, $E[u_{it}] = 0$,

$$E[u_{it}^2] = \sigma_{u_{it}}^2 \geq 0 \text{ である。}$$

すべての y_{it} が定常であるという帰無仮説は次式で表される。

$$H_0 : \sigma_{u_{i1}}^2 = \dots = \sigma_{u_{iN}}^2 = 0$$

対立仮説は

$$H_1 : \sigma_{u_{it}}^2 > 0, i=1, \dots, N_1; \sigma_{u_{it}}^2 = 0, i=N_1+1, \dots, N_2$$

と表される。これは、 $\sigma_{u_{it}}^2$ が少なくとも 1 つは 0 より大きい、ということと同義である。

Hadri and Larsson(2005)は、Hadri(2000)を時系列方向に有限であると仮定した場合に適用できるよう、改良を行った。トレンドがない場合の統計量は次式で表され、片側検定となる。

$$Z_{\mu NT} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\hat{\eta}_{\mu iT} - \xi_{\mu iT}}{\zeta_{\mu iT}} \right) \Rightarrow N(0,1) \dots\dots\dots (補.5)$$

ただし、 $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $e_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, $S_{it} = \sum_{j=1}^t e_{ij}$, $\hat{\sigma}_{it}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it}^2$, $\hat{\eta}_{\mu iT} = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \frac{S_{it}^2}{\hat{\sigma}_{it}^2}$, $\xi_{\mu iT} = \frac{T+1}{6T}$,

$$\zeta_{\mu iT}^2 = \frac{T^2+1}{20T^2} - \left(\frac{T+1}{6T} \right)^2.$$

トレンド項がある場合は次式で表される。

$$Z_{\tau NT} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\hat{\eta}_{\tau iT} - \xi_{\tau iT}}{\zeta_{\tau iT}} \right) \Rightarrow N(0,1) \dots\dots\dots (補.6)$$

ただし、 $j_{it} = y_{it} - \alpha_0 - \alpha_1 t$, $V_{it} = \sum_{j=1}^t j_{ij}$, $\hat{\rho}_{it}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T j_{it}^2$, $\hat{\eta}_{\tau iT} = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \frac{V_{it}^2}{\hat{\rho}_{it}^2}$, $\xi_{\tau iT} = \frac{T+2}{15T}$,

$$\zeta_{\mu T}^2 = \frac{(T+2)(13T^2+23)}{2100T^3} - \left(\frac{T+2}{15T}\right)^2.$$

Hadri 検定は、帰無仮説が「単位根を持たない」であるため、変数が定常であることを直接検定することができる。しかし、検定に用いるモデルが限定的であるため、直ちに、定常であることを証明できない難点がある。限定的であるというのは、 $Y_{it} = a + \delta Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$ または $Y_{it} = a + bt + \delta Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$ しか想定されておらず、 Y_{it} に自己相関がある場合（例えば $Y_{it} = a + \delta Y_{it-1} + \delta_1 Y_{it-2} + \delta_2 Y_{it-3} + \varepsilon_{it}$ ）、検定結果の信頼性は落ちる。

以上より、第 4 章では、分析の容易さから IPS 検定を採用した。

第 2 節 パネル共和分検定

第 1 項 パネル共和分検定

パネルデータ分析における共和分検定としては、Pedroni(1997, 1999, 2004), McCoskey & Kao(1998), Kao(1999), Larsson *et al.*(2001)等が挙げられる。これらのうち、Larsson *et al.*(2001)は VAR モデルを採用しており、本稿の分析には適していない。Kao(1999)は回帰係数を個体間で共通と仮定し、Pedroni(1997, 1999, 2004)および McCoskey & Kao(1998)は、個体間で共通ではないと仮定し、それぞれ検定方法を示している。Kao(1999)は説明変数が1つのモデルについてのみの検定であり、複数の説明変数を用いる本稿のモデルには適用できない。一般的には、検定に用いる仮定の柔軟性から、Pedroni(1997, 1999, 2004)が最も用いられており、本稿でも Pedroni の共和分検定を行うことにする。

第 2 項 Pedroni(1997,1999,2004)

Pedroni(1997, 1999, 2004)は、PP 検定⁽²⁾、DF 検定および ADF 検定をパネルデータに適応させると共に、比較的制限の少ない共和分検定を開発した。

推計すべき統計量は7つであるが、これは検定の頑健性を確認するためであり、必ずしも7統計量すべてが同じ結果になるとは限らない。これはそれぞれの統計量が仮定する DGP が異なることによる。データの期間が短い場合は Group ADF が最も信頼できる統計量である。

表補-1は、7統計量の特徴を表したものである。7統計量は、Within 推定にもとづくものと、Between 推定にもとづくものとに大別される。さらに、分散比、ノンパラメトリック法、パラメトリック法に分けられる。

表補-1 Pedroni 検定の統計量

		nonparametric		parametric
		PP		ADF
分散比		ρ	t	t
Within 推定	Panel V	Panel Rho	Panel PP	Panel ADF
Between 推定		Group Rho	Group PP	Group ADF

注：Pedroni(1999)を元に筆者作成。

Pedroni 検定は、Pedroni(1997, 1999, 2004)のいずれか一つの論文のみを読んだとしても、検定を行うことは難しい。そのため、以下に、Pedroni(1997, 1999, 2004)および Pedroni 氏に対する筆者からの質問及びその回答⁽³⁾を基に、各統計量の算出式と、統計量が従う分布について記述する。各統計量の下に記載した式は、A については、定数項とトレンドを除く説明変数が1つである場合、それぞれが従う正規分布の平均と分散をあらわす。B については、定数項とトレンドを除く説明変数が1つ以上である場合に、それぞれの統計量が従う正規分布の式を表している。なお、これらの正規分布を表すための平均と分散は、Pedroni(1999)の table3 に示されている。

Panel V

$$Z_{\hat{\rho}_{NT}} \equiv \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{1it}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1}$$

$$A: T^2 N^{3/2} Z_{\hat{\rho}_{NT}} - 4.00\sqrt{N} \rightarrow N(0, 27.81)$$

$$B: T^2 N^{3/2} Z_{\hat{\rho}_{NT}} - \Theta_1^{-1} \sqrt{N} \rightarrow N(0, \phi'_1 \Psi_{(1)} \phi_{(1)})$$

Panel Rho

$$Z_{\hat{\rho}_{NT-1}} \equiv \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{1it}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{1it}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$$

$$A: T\sqrt{N} Z_{\hat{\rho}_{NT-1}} + 2.77\sqrt{N} \rightarrow N(0, 24.91)$$

$$B: T\sqrt{N} Z_{\hat{\rho}_{NT-1}} - \Theta_2 \Theta_1^{-1} \sqrt{N} \rightarrow N(0, \phi'_2 \Psi_{(2)} \phi_{(2)})$$

Panel PP

$$Z_{\hat{t}_{NT}} \equiv \left(\hat{\sigma}_{NT}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{1it}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{1it}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$$

$$A: Z_{\hat{t}_{NT}} + 1.01\sqrt{N} \rightarrow N(0, 1.50)$$

$$B: Z_{\hat{t}_{NT}} - \Theta_2 (\Theta_1 (1 + \Theta_3))^{-1/2} \sqrt{N} \rightarrow N(0, \phi'_3 \Psi_{(3)} \phi_{(3)})$$

Panel ADF

$$Z_{\hat{t}_{NT}}^* \equiv \left(\hat{s}_{NT}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{1it}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{1it}^{-2} \hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it}$$

$$A: Z_{\hat{t}_{NT}}^* + 1.01\sqrt{N} \rightarrow N(0, 1.50)$$

$$B: Z_{\hat{t}_{NT}}^* - \Theta_2 (\Theta_1 (1 + \Theta_3))^{-1/2} \sqrt{N} \rightarrow N(0, \phi'_3 \Psi_{(3)} \phi_{(3)})$$

Group Rho

$$\tilde{Z}_{\hat{\rho}_{NT-1}} \equiv \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$$

$$A: TN^{-1/2}\tilde{Z}_{\hat{\rho}_{NT-1}} + 6.84\sqrt{N} \rightarrow N(0, 26.78)$$

$$B: TN^{-1/2}\tilde{Z}_{\hat{\rho}_{NT-1}} - \tilde{\Theta}_1\sqrt{N} \rightarrow N(0, \tilde{\Psi}_{1,1})$$

Group PP

$$\tilde{Z}_{i_{NT}} \equiv \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=2}^T \hat{L}_{11i}^2 \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$$

$$A: N^{-1/2}\tilde{Z}_{i_{NT}} + 1.39\sqrt{N} \rightarrow N(0, 0.78)$$

$$B: N^{-1/2}\tilde{Z}_{i_{NT}} - \tilde{\Theta}_2\sqrt{N} \rightarrow N(0, \tilde{\Psi}_{2,2})$$

Group ADF

$$\tilde{Z}_{i_{NT}}^* \equiv \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=2}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it})$$

$$A: N^{-1/2}\tilde{Z}_{i_{NT}}^* + 1.39\sqrt{N} \rightarrow N(0, 0.78)$$

$$B: N^{-1/2}\tilde{Z}_{i_{NT}}^* - \tilde{\Theta}_2\sqrt{N} \rightarrow N(0, \tilde{\Psi}_{2,2})$$

ただし, $y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \gamma_i + X_{it}\beta_i + e_{it}$, $\hat{e}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{it-1} + \hat{\mu}_{it}$, $\hat{e}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{ik} \Delta \hat{e}_{it-k} + \hat{\mu}_{it}^*$,

$$\Delta y_{it} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta x_{mit} + \hat{\eta}_{it}, \quad \hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{J_i} \left(1 - \frac{s}{J_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{it} \hat{\mu}_{it-s}, \quad \hat{s}_i^2 \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \hat{\mu}_{it}^2, \quad \tilde{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i, \quad \tilde{\sigma}_{NT}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \tilde{\sigma}_i^2,$$

$$\hat{s}_i^{*2} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \hat{\mu}_{it}^{*2}, \quad \tilde{s}_{NT}^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2}, \quad \hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{it}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{J_i} \left(1 - \frac{s}{J_i - 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\eta}_{it} \hat{\eta}_{it-s}$$

K_i は自己回帰過程の階数である。Pedroni (1997, 1999, 2004) は K_i を尤度比検定の分解 (step-down procedure) によって求めることを提唱している。 J_i は $4*(T/100)^{2/9}$ の小数点第一位を四捨五入した値である。

注

- (1) 海外でのサーベイ研究としては Baltagi and Kao (2000) が知られている。
- (2) Phillips and Perron (1988) を参照。
- (3) Pedroni 氏とのやりとりは 2006 年 10 月に E メールにて行った。

引用文献

- Baltagi, B. H. and Kao, C. (2000) Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey. *Advances in Econometrics* 15: 7-51.
- Fisher, R. A. (1932) *Statistical Methods for Research Workers*(4th edition). 269pp, Oliver & Boyd.
- Green, W. H. (2003) *Econometric analysis* (5th edition), 1026pp, Prentice Hall.
- Hadri, K. (2000) Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal* 3: 148-161.
- Hadri, K. and Larsson, R. (2005) Testing for stationarity in heterogeneous panel data where the time dimension is finite. *Econometrics Journal* 8: 55-69.
- Jönsson, K. (2005) Cross-sectional Dependency and Size Distortion in a Small-sample Homogeneous Panel Data Unit Root Test. *Oxford bulletin of economics and statistics* 67: 369-392.
- Kao, C. (1999) Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data, *J. of Econometrics* 90: 1-44.
- 北村行伸 (2004) パネルデータ分析の基礎, 20pp,
(<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~kitamura/lecture/Hit/04Statsys3.pdf> 2006年10月1日参照)
- Larsson, R., Lyhagen, J. and Löthgren, M. (2001) Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *Econometrics Journal* 4: 109-142.
- Levin, A. and Lin, C. F. (1992) Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. 59pp, University of California at San Diego, Economics Working Paper Series 92-23, Department of Economics.
- Maddala, G. S., and Wu, S. (1999) A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford bulletin of economics and statistics, special issue*: 631-652.
- McCoskey, S. and Kao, C. (1998) A residual-based test of the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews* 17: 57-84.
- Pedroni, P. (1997) Panel Cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis - new results-. 41 pp, Working Paper.
- Pedroni, P. (1999) Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special issue*: 653-670.
- Pedroni, P. (2004) Panel Cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis. *Econometric Theory* 20: 597-625.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988) Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75: 335-346.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 752pp, MIT press.

第 6 章 まとめ

第 1 節 各章のまとめ

我が国林業において計量分析を促進させる必要があるが、我が国林業は海外林業や他産業と比べて多くの特徴を有しており、海外林業や他産業における研究とは比較しづらい。そこで、本論文では、我が国林業の特徴をふまえた計量分析手法を提示し、提示した手法の適合性を、統計データなどを用いて検討した。以下では各章について分析手法の観点からまとめをのべる。

第 2 章ではニューラルネットワークモデルの一つである自己組織化マップと多変量解析を融合させ、地域を類型化する手法の開発を行った。この融合により、類型化が容易になっただけでなく、その類型の意味するところの解釈が容易になった。

第 3 章に於いてはレイリー分布を用いた分布ラグモデルを取り入れ、森林所有者の造林行動に対する「時間」の影響を明らかにするアプローチ方法を提案した。また、森林所有者の造林を行う習慣の影響を明らかにするため習慣形成を説明する際に用いられる部分調整モデル(パスカル分布)を適用し、森林所有者の造林行動モデルを構築した。そして、分布ラグモデルを適用することで、我が国林業に対する「時間」の影響が明らかになった。

第 4 章では、森林所有者の間伐意志決定に関するマイクロデータを用いて、離散選択モデルの適用を試みた。聞き取りによる分析だけでは森林所有者の行動原理を定量的に把握することは困難であったが、本論文で提示したモデルにより、経済的要因以外の要因が森林所有者に与える影響を分析することが可能となった。その中でも、森林所有者にとっては外部要因である「働きかけ」が森林所有者の間伐実施に対する意思決定構造に大きな影響を及ぼしていることが明らかとなった。

第 5 章ではパネルデータを用いて、生産関数を推定し、パネル単位根検定およびパネル共和分検定を行った。最新の計量経済学的手法を用いることで、これまで我が国林業では難しかった作業システムの比較を行うことが可能になった。そして、どのような条件の時にどの作業システムを選択すればよいのかが明らかになった。

我が国林業の分析においては、データがあっても分析が困難であったり、そもそもデータを収集すること自体が困難であったりすることが多かった。このため、定性的な分析にとどまることが多く、林業の実態を捉えきれていない状況が続いてきた。しかし、本論文では、我が国林業の特徴を的確にとらえることで、既存の分析手法を林業分野に応用することが出来、実証的な分析手法を開発できることが明らかとなった。これらの分析結果は統計的に有意であるのみならず、林業政策の立案に対して有意であり、計量分析の有効性を示すものであると言える。

第 2 節 本研究の政策的意義

本研究の林業政策への応用については様々な可能性を示すことが出来る。目下、我が国林業政策の最大のトピックスは 2009 年 12 月に発表された森林・林業再生プランの具体化である。森林・林業再生プランは、2020 年までに木材自給率 50%、木材生産量 4000 万～5000 万 m^3 を達成するという数値目標を掲げている。現在の木材自給率が 28.2%、木材生産量 1828 万 m^3 、木材需要量が

6480 万 m^3 であることを考えると、これらの数値目標は容易に達成できるものではない。どのような具体的な政策を実行し、目標数値を達成するかについては、5 つの検討委員会で議論が行われている。しかし、そこで議論されている内容は、目標達成に必要と考えられる課題に関しての制度変更の方向性であり、制度変更がどの程度、有効であるかについてはあまり議論が深まっていない。

本研究で示した計量手法を用いることで、制度変更の有効性を議論することは可能である。例えば、森林・林業再生プランにおける主要なテーマである路網・作業システムの効率化については、第 5 章で提示した生産関数の分析により、高性能林業機械が比較優位となる作業規模を示しており、どのような路網・作業システムを政策的に推奨すべきであるかを裏付ける材料となりうる。また、技術者養成についても、その対象となる森林施業プランナーの有効性について、優良事例の分析は行われてきたものの、どれほど有効であるのかについては議論が行われてこなかった。第 4 章で提示した森林所有者の間伐実行意志決定モデルにより、外部からの「働きかけ」の有効性を具体的に分析できるようになった。この結果、「働きかけ」は森林所有者の間伐実施に大きな影響を与えるものの、それだけで全てが決定されるわけではないことも明らかになった。間伐実施を促進するためには、内的要因も高めなければならない、森林所有者の経営意欲を高める方策も検討される必要がある。

また、森林情報の整備についても検討が行われているが、この分野は技術の発達により、精緻で大量の情報が蓄積されていくことになる。特に、一筆単位での情報や、50m メッシュでの情報など、小単位の情報が大量に蓄積されていくことになるであろう。大容量の情報を扱うのは一筋縄ではないかため、直感的に分かりやすい情報に変換していく必要がでてくると考えられる。この時に、第 2 章で提案した地域類型化手法を用いることで、情報量を損なうことなく必要なデータを加工することが有効になる。

この他、森林・林業再生プランでは伐採・更新のルール整備の必要性が取り上げられている。これは、無秩序な伐採や、伐採後に更新を行わず林地が放置されることで山地崩壊などにつながっていることから、これらを抑制することを念頭にした議論である。しかし、我が国の林齢構成は 8~10 齢級が多いものの、それ以外の齢級は極端に少なくなっており、いびつな林齢構成となっている。多様な木材需要に応えるためには齢級構成はフラットである方がよい。現在の齢級構成をフラットな形に持って行くには造林を行うことが必須であるが、そのためにどのような条件が必要であるかを明らかにし、有効な対策を立てるべきである。第 3 章で提示した造林行動モデルにより、造林を行う「習慣」の影響が大きいことが明らかとなっており、政策的に造林面積を拡大させるには、長期的視点を持ち政策を立案・実行していくことが求められる。

第 3 節 本研究の今後の課題

本研究の分析手法はそれぞれ有効なものであるが、より実態を詳細に表現し、政策立案に資するためには課題も残されている。第 2 章では自己組織化マップを用いたが、本論文で用いた二次元的な表現方法だけでなく、三次元的な表現方法で分析を行うことが考えられる。マップを三次元にすることで、周辺域にひずみのないマップを作成することができ、より正確に地域分類を行うことが可能である。さらに、その他のニューラルネットワークモデルである記憶ベース推論やサポートベクターマシンなどの適用可能性について検討を行い、より大量の情報処理を高速に行うことで、よりミクロの分析を行うことが可能となると考えられる。特に、地積調査が進められれば、一筆ごとの森林情報が整備されることになる。その際、本研究の分析モデルを用いることで、林業経営の将来性を林分単位で

明らかにすることが出来ると考えられる。

第 3 章で提示した分布ラグモデルについては、最近では部分調整モデルを一般化した誤差修正モデル (ECM) が多用されている。さらに、C.W.J.Granger によって時系列分析に応用されている。第 3 章の共和分検定においてこの概念を用いているが、造林面積の推移を説明する分析モデル自体に ECM を取り入れることも今後は重要となると考えられる。また、本論文では日本全体の集計データを用いたが、都道府県別や地域別のパネルデータを用いることで、地域の特徴を明らかにすることも必要となる。

また、造林行動の分析を行う際、造林面積の説明変数である販売面積の代理変数として立木価格を用いているが、変量誤差の問題が生じる可能性がある。これに対応するため、近年では操作変数法が用いられることが多い。林業分野では利用可能なデータが限られることから、今後はこれらの手法を取り入れ、分析をおこなう必要がある。

第 4 章ではマイクロデータを用いた離散選択モデルを提示したが、近年、研究が進展している分野であり、最近の潮流としては、Nested Logit モデル、Heteroscedastic Extreme Value モデル、Mixed Logit モデル等、Logit モデルの諸条件を緩和した generalized extreme value モデルに関する研究がよく行われている。また、使用するデータについても、実際の観察から得られるデータと、仮想的な実験で得られるデータとを区別し、それぞれの長所を補完する利用方法が検討されている。

さらに、近年の離散選択モデルの研究では、直接的な説明変数を被説明変数とし、外生変数を説明変数とする同時方程式体系を推計する方法が用いられ場合がある。使用する変数についても、アンケート調査から得られる主観的なデータと、科学的調査に基づいた客観的データのどちらを用いる方が適格的であるかを検証する必要がある。本研究では間伐における意志決定モデルを構築し推定したこと自体が成果であり、モデルの精緻化は今後の課題である。

一方で、人間は必ずしも経済的に合理的な行動を取るとは限らないと考える行動経済学が注目を集めている。林業経営は長期的な視点が必要なことから、森林所有者が経済的に合理性のある行動をとっているかどうかは判断が難しい。そのため、行動経済学の概念を取り入れ、森林所有者の行動モデルを構築し、計量的に実証していくことは、これからの我が国林業の担い手を模索する中で重要な研究になると考えられる。

そして、第 5 章ではパネルデータによる生産関数分析を行ったが、パネルデータに関する分析手法も次々と開発されている。被説明変数のラグ項が説明変数に入っているダイナミックパネル分析や、離散選択モデルを拡張した非線形パネル分析などが考案されている。これまでデータ蓄積があまり行われてこなかったことから、通常の実験関数を想定するだけでは我が国林業の生産性を分析することは困難である。新しい分析手法を取り入れることで、既存のデータを活用できる可能性を切り開くことは今後の課題と考えられる。

第 4 節 我が国林業において分析手法開発が急がれる分野

本論文では、我が国林業における計量的分析手法について検討を行い、すべての分野に於いて議論が行い得たわけではない。これまで経験と勘に頼った分析が行われてきたことから、計量分析が必要とされる領域がまだ多数残されている。その中で、今後、分析手法の開発が特に急がれるのは、次の 2 点であろう。1 点目は林業経営体や林業事業体の経営分析についてである。木材価格が 1 万円/m³ で推移しており、今後も大幅な価格上昇が望めないことから、無駄を省き生産性を高めるよ

うな経営を行わない限り、持続的な林業経営は行い得ないと考えられる。生産期間が長期に亘るのみならず、経営規模が小さいことから、林業経営をモデル化することは困難であるが、林業経営を立て直すにはここに切り込むより他に方法はないと考えられる。これまで、単一の経営体や事業体の経営分析は行われることはあった。しかし、多くの経営体や事業体を横断的に分析することで、データ収集と経営モデルの抽象化を実現し、実証分析を行うことが可能となる。これを実行するには大規模なプロジェクトを組む必要があり、多くの関係者の協力が必要となると思われる。

2点目は、木材需給が今後どのように変化するかを明らかにすることである。森林・林業再生プランにおいても国産材の加工・流通構造の改革が検討され、木材利用の拡大が求められている。歴史的には、木材が輸入されるようになってから、国産材需要が減少していったが、その理由の一つとされてきたのが輸入材価格よりも国産材価格の方が高いということであった。しかし、ここ数年、国産材価格の方が低くなったにも関わらず、国産材の需要量は大きくは増えていない。我が国は世界でも有数の木材消費国であるが、その多くを海外からの輸入に頼ってきた。しかし、海外の木材資源は減少傾向にあることから、世界的な木材資源戦略としては、我が国は国産材自給率を上げなければならない。この達成のために、木材需給の変化に与える要因を明らかにし、どうすれば国産材自給率を挙げられるようになるのかを明らかにする必要がある。これまでの先行研究では木材需給モデルがいくつも創られてきたが、政策に活かされてこなかった。今後は、政策に直結するような木材需給モデルを構築し、どのような政策を行うことが有効なのかを提言することが重要となる。