

④

伐採齡分布を用いた林業経営体の伐採行動の分析

2000年

藤掛一郎

目次

序 研究課題	1
1 ミクロ・データを用いた伐採行動の分析	2
2 齢級構成表を用いた伐採予測への応用	6
I ミクロ・データを用いた伐採行動の分析	10
1 林業経営体の木材価格への反応 —伐採齢分布の時系列変化—	11
1.1 はじめに	11
1.2 分析方法	12
1.2.1 伐採齢分布の推定	12
1.2.2 時期別伐採齢分布の推定	14
1.3 資料	18
1.4 時期別伐採齢分布の変化	20
1.5 木材価格との関係	24
1.5.1 木材価格の動向	24
1.5.2 伐期選択モデル	26
1.6 結び	32
2 森林保有規模と伐採行動 —伐採齢分布の横断面分析—	34
2.1 はじめに	34
2.2 研究対象と方法	35
2.3 経営体の森林保有規模および所在地と伐採齢分布	38
2.4 伐期選択モデルによる理解	45
2.4.1 林分規模	47
2.4.2 割引因子	50
2.4.3 ディスカッション	51
2.5 結び	52

II 齢級構成表を用いた伐採予測への応用	54
1 齢級構成表を用いた伐採齢分布の最尤推定	55
1.1 はじめに	55
1.2 減反率法とその修正法	55
1.3 伐採齢分布の最尤推定	57
1.3.1 切断と打ち切り	57
1.3.2 分布を予め特定する推定法	60
1.3.3 ノンパラメトリックな推定法	61
1.4 従来の方法との比較	63
1.4.1 データ特性への対応	63
1.4.2 予測精度	67
1.4.3 分布型の仮定	68
1.5 結び	72
2 共変量を導入した伐採齢分布の分析と森林資源動態の予測	73
2.1 はじめに	73
2.2 計量モデル	74
2.3 研究対象地域と資料	77
2.4 伐採齢分布の推定	79
2.5 資源動態予測への応用	83
2.5.1 短期予測における予測精度の改善	83
2.5.2 長期予測における共変量導入の影響	84
2.6 結び	86
III 結論	88
引用文献	93

序 研究課題

民有林においてある区域を定め、そこにある多数の林分の伐採を観察すると、全ての林分が予め決められた同一の伐期齢において伐採されていることは稀であり、個々の林分の伐採齢は多様な値を取る。しかしそうかといって、それは全くバラバラな値を取るわけではなく、そこには何らかの法則性が存在するように思われる。このような見方に基づいて、伐採齢の確率分布に関する統計モデルを考え、民有林における林業経営体の伐採行動に計量分析を加えることがこの研究の目的である。より具体的に述べると、本研究では、個々の林分の伐採齢がある確率分布に従っており、その分布の位置や形状がその時々々の林業経営体を取り巻く経済環境の影響を受けて決まっていると考える。そのような考え方のもと、実際に民有林における森林資源の動態を記述したデータから、そこに成立している伐採齢分布を推定し、伐採齢分布に影響を与えていると考えられる経済諸要因を抽出する。そして、本研究の最終的な目的は、そうした観察に基づいて、林業経営体の伐採行動を理論的に説明したり、あるいは資源動態の予測に役立てることである。

森林がいつ伐採されるかはもちろん樹木の生長に依存することであり、その意味では、生理的な現象である。しかし、直接的には伐採が林業経営体という経済主体の意志決定によって起こることから、経済的な現象と見なすことができる。現実のデータから推定される伐採齢分布にも木材価格を初めとする経済諸要因の影響が観察されるはずであり、そうした影響を把握できれば、林業経営体がどのような経済要因にどのように反応して、伐採を行うのかを理解することができるはずである。また、そのような林業経営体の意志決定によって結ばれる経済諸要因と伐採齢分布との関係が明らかになれば、それを用いて、経済環境についての任意の仮定のもとでの伐採齢分布を予測することが可能となる。伐採齢分布を知ることができれば、もともとの資源の齢級構成を与えることで、仮定された経済環境下でどれくらいの伐採が起こり、その結果、森林資源ストックがどのような動態を見せるのかを予測することができる。このように伐採齢分布はすぐれて経済学的な分析の対象であり、伐採齢分布を分析の道具とすることで、林業経営体の伐採行動と、その結果引き起こされる森林資源ストックの動態の経済的なメカニズムに迫ることが期待される。そして、このような経済学的な分析は、林業経営体

の伐採行動を理解するという役割と、森林資源の動態の経済的な側面を知るといった役割の両面において、今日その重要性を増していると考えられる。本研究は2部構成であり、第I部では伐採齢分布の分析に基づく林業経営体の伐採行動の理解が、第II部では伐採齢分布の推定を将来の森林資源動態の予測に応用することがテーマである。以下、それぞれについて、具体的な研究課題とその意義について述べる。

1 ミクロ・データを用いた伐採行動の分析

第2次世界大戦後の戦後復興期から高度経済成長期にかけて大量に植えられた、いわゆる戦後造林木が、それぞれの地域で標準的な伐期とされてきた林齢を迎えている。しかし、こうして従来の感覚からすれば伐採されてもおかしくない人工林が急増しているにもかかわらず、伐採は低調である。伐採（皆伐）面積の推移を知る統計はないが、農林水産省の木材需給報告書によると、日本の丸太生産量は減少を続けている。全国の丸太生産量は1964年に5,068万 m^3 となり、ピークを迎えた後は、ほぼ一貫して減少を続け、1998年には1,932万 m^3 と、初めて2千万 m^3 を割り込んだ。林野庁の資料によれば、1998年時点で238万 m^3 の間伐材が民有林から供給され、利用されており、その数字は近年増加傾向にあるから、皆伐だけに限れば、その面積は丸太生産量の減少以上に減っているものと見られる。それぞれの地域においてみると、地域林業活性化のために補助金を利用して素材市売市場を整備し、製材工場を建てたが、肝心の素材の供給がさっぱり増えてくれないということが、各地で見られる。なぜ森林所有者たちは伐採をしないのか、どうしたら彼らは伐採をしてくれるのか。そもそも彼らは林業経営に関心を持っているのか。経済合理的な経営がなされているのか。そのような疑問が切実さを増して膨らんできている。これらの疑問に答えるためには、林業経営体の伐採行動を規定する要因を知り、伐採が起こるメカニズムの解明を進めなければならない。

第I部は林業経営体の伐採行動の解明に伐採齢分布を用いる初めての試みである。林業経営体の伐採行動を明らかにするのに伐採齢分布を利用するやり方は、既存研究においてこれまで用いられてきた方法と比べて2つの利点を持っている。これまでに行われた林業経営体の伐採行動に関する実証研究の多くは、取り扱うデータの種類によって次の3つに大別される。

1つは、林業経営体を観測の単位とし、個々の経営体が過去の一定期間に伐採を行ったかどうか、あるいは、今後伐採を行う意図があるかどうかをアンケートなどの方法で特定し、それらを所有者の属性などから説明しようとするものである。国内では、駒木ら(1993)、駒木ら(1994)、興梠(2000)、石崎(2000)などが森林所有者に対するアンケートもしくは聞き取り調査に基づき、このような分析を行って

いる。また、同様の研究は、海外では例えば、Young and Reichenbach (1987)、Cleaves and Bennett (1995) などに見られる。さらに海外では、Binkley (1981)、Jamnick and Beckett (1988)などがこの種のデータにLogitモデルを適用し、過去の伐採の有無を被説明変数とする回帰分析を行っている。また、Kuuluvainen and Salo (1991)は個別経営体の年間の単位面積当たり素材生産量を被説明変数とするTobitモデルを推定しているが、これは、このタイプの研究と次に紹介する2つ目のタイプの研究との中間的な性格を持つものと言える。

2つ目の方法は、国、地域レベルで集計された木材生産量などの数量を扱う研究である。熊崎(1963)、赤羽(1978)、飯田(1988)、堺(1993)は農林業センサスなどの全国統計を用い、保有面積当たり、あるいは40年生以上などの伐採可能と考えられる森林の保有面積当たりの伐採面積や林産物販売額を指標に、地域や林業経営体の保有規模階層によって伐採の活発さがどのように異なるかを分析している。また、土田(1985)は木材需給報告書の国産材素材供給量を木材価格、伐出労賃で説明する木材供給関数を年代や地方毎に推定するなどして、私有林からの木材供給を分析している。鄭・永田(1994)は林家経済調査報告を資料に、コブ・ダグラス型生産関数を用いて、素材販売量が投下労働日数、森林面積、資本用役で説明する回帰分析を行っている。さらに、この種のデータを用いて、伐採行動を解明しようと言う研究としては、素材（丸太）市場の需給モデルを同時方程式体系で表し、推定する研究が国内外で数多く行われている（森, 1980、安村, 1992、立花, 1993、Adams and Haynes, 1980, Brannlund, Johansson and Lofgren, 1985, Arronson, 1988, Hultkrantz and Aronsson, 1989）。これらの研究では、素材供給が素材（あるいは立木）価格や蓄積量に依存するモデルが使われることが一般的で、素材供給の価格弾力性、蓄積量の水準が素材供給に与える影響といったことが検討されている。

最後に、3つ目の方法は、我が国において地域森林計画の齢級構成表から伐採齢の平均や標準偏差を計算し、これを材料に、伐採がどれくらいの林齢で起こっているかを分析するものである。田中(1980)、野田・天野(1983)、松下(1992)などがこうした分析を行っており、高度経済成長期から低成長期における伐採の先送り、長伐期化の傾向を見出そうとしている。

これらのうち、初めの2つの方法には共通する特徴を見出すことができる。それは、これらの方法では伐採をする所有者、しない所有者、あるいは（単位面積当たりの）伐採量の多さ、少なさという捉え方をしており、一定期間における伐採の有無、あるいは多少が分析の対象となっている点である。しかし、林業経営の場合、今の時点で伐採をしないことは必ずしも生産をあきらめることを意味せず、むしろ、将来に伐採を先送りしたことを意味する場合がある。このような性質を持つ林業経営体の伐採行動に迫ろうとすれば、ある時点で伐採をした、しなかったを捉えるよりも、伐採齢の分布を知り、

どれくらいの林齢でどれくらいの割合を伐っているのかを把握する方が、より豊富な情報を持ってその伐採行動を記述できる可能性がある。一方、既存研究に現れる3つ目の方法は、伐採が起こるまでの時間の観念を持ってはいるが、平均や標準偏差といった要約された統計量に基づくため、分布そのものを捉えるよりも情報量が限られる場合がある。つまり、平均や標準偏差に現れない分布の形状が林業経営体の伐採行動について、何らかの情報を与えてくれる可能性がある。また、これらの研究はいずれも森林計画区単位で集計された齢級構成表に基づいているのだが、そこではある齢級以上の森林は1まとまりとして面積が計上されるため、そこから推定される平均や標準偏差は、真の母集団の平均や標準偏差とどのような関係にあるのか必ずしも明らかではないという問題もある。そのような場合でも、一括して扱われるまでの齢級についての伐採齢分布は、推定量が一致性を持つという意味で正確に推定可能であるから、その意味でも、分布そのものを取り扱った方が林業経営体の伐採行動をよく表すことができると考えられる。このように伐採齢分布を用いることで、既存研究に見られる方法よりもより高い解像度で林業経営体の伐採行動を表すことが期待されるのである。

既存研究の方法と比べ、伐採齢分布を分析の道具とするのもう1つの利点は、上で紹介した既存の3つの方法のいずれによっても、伐採の活発さや伐採が起こる平均的な林齢がその時対象となっている地域、あるいは経営体の保有資源の齢級構成の影響を受けることを完全にはコントロールできないのに対し、伐採齢分布の推定では、この点を完全にコントロールできるということである。例えば、AとB、2つの林業経営体の伐採行動の違いを見ようという場合、Bと比べてAが伐採可能な高齢資源を相対的に多く保有していると、同じ林齢での伐採の起こり方が同じでも、初めの2つの方法ではAの伐採が活発なように見え、3番目の方法では、伐採齢の平均や分散がAとBでは異なることになる。2番目の方法のうち、伐採可能と思われる林齢以上の林分の保有面積を分母にとって、伐採の活発さを見ようとする赤羽や堺の方法はこの比較対象の間での齢級構成の違いをコントロールしようとするものであり、また他の方法でも齢級構成の違いについて資料があれば、それを考慮に入れることはできるであろうが、しかしそれらは部分的なコントロールでしかない。しかし、伐採齢分布の推定は、調査時点での両者の保有林の齢級構成が異なっても、それとは無関係に、その時点で成立しているそれぞれの伐採齢分布を正確に推定できる。両者の資源構成がどのようなものであっても、同じ林齢での伐採の起こり方が同じであれば、推定の誤差を無視すると、同じ伐採齢分布が推定されるはずである。このように資源構成の違いに左右されないことは、時系列で時期区分ごとに、あるいは横断面で林業経営体のグループごとに伐採齢分布を比べて、伐採行動を比較する場合に便利であり、伐採行動の理解を大いに助ける。なお、このように伐採量の有無あるいは多寡を分析するにあたって、齢級構成の

違いをコントロールするという事は、上に挙げた海外の研究ではほとんど行われていない。その代わり、伐採の有無や伐採量を被説明変数に回帰分析を行うにあたっては、蓄積量が説明変数として加えられるか、あるいは、単位蓄積量当たりの伐採量が被説明変数として用いられるのが普通である。このような方法は齢級構成をコントロールするのと同じような効果を持つであろうが、しかしやはり部分的なコントロールにしかならないことは明らかである。

以上のように、伐採齢分布を用いることの利点として、どれくらいの林齢でどれくらいの割合の伐採が起こっているかによって林業経営体の伐採行動をより明確に映し出すことができ、また、その推定を、観察期間の期首の齢級構成とは無関係に行え、伐採齢分布自体の比較が容易であることを挙げることができる。第1部の2つの章は、このような伐採齢分布を用いることの特徴を生かして、伐採齢分布の推定結果から林業経営体の伐採行動を理解しようとする試みである。第1部第1章では、1つの林家についての半世紀以上にわたる記録から、時期区分ごとに伐採齢分布を推定し、その林家の伐採行動が時系列的にどのように変化してきたかを分析した。第1部第2章では、1小流域の9年間にわたる伐採に関する記録から、そこに森林を持つ林業経営体の森林保有規模と所在地とによって、どのように伐採齢分布が異なるのかを横断的に分析した。そして、これらの2章においては、伐採齢分布の時系列あるいは横断的な変化が見せる特徴を、動的計画法を応用した伐期選択モデルを用いて解釈することを試みた。この伐期選択モデルは、パラメータの値によって、永久に伐採しない、長伐期で伐採する、短伐期で伐採する、の3つのいずれかが最適解を構成するようなものであるが、このような理論的な整理は、伐採したか、しなかったか、あるいは伐採齢の平均や標準偏差よりも豊富な情報を含む伐採齢分布そのものの推定結果を得たことを土台に有意義に展開できるものであり、これによって林業経営体の伐採行動のメカニズムと規定要因とによりよく迫ることができたと考えている。

なお、第1部で行った分析の特徴についてもう1つ付け加えると、それはマイクロ・データの利用である。ここで、マイクロ・データとは、地域森林計画における森林簿や森林施業計画における森林資源の現況表のような資源ストックに関する1林分単位のデータと、それに対応するやはり1林分単位の伐採に関する記録のことである。既存研究の3番目のグループは伐採齢の平均や分散を扱うものであったが、それらは地域森林計画などを単位に集計された齢級構成表を用いていた。これまでマイクロ・データから伐採齢分布を推定する方法は知られていなかったが、本研究ではこの方法を導入することにより、例えばある林家の特定の年代の伐採についてというように、任意に対象を限定して、その伐採齢分布を推定することができるようになった。そして、このように対象を限定して分析を行うことから、伐採行動を理解するに当たり、研究対象となった所有者や所有者グループと彼らを取り巻く状況について

の関連する情報を豊富に集めることができ、より詳細な考察が可能となった。

2 齢級構成表を用いた伐採予測への応用

林業経営体の伐採行動を伐採齢分布を用いて表現することのもう1つの興味は、森林が持つ各種の公益的機能への期待が近年高まってきており、森林資源ストックの動態がどのように決まるかを解明することが求められてきていることから生じている。林業経営体の伐採行動の分析には、1節で紹介した既存研究のような他の捉え方もあるが、しかし、林業経営体の伐採行動の把握を森林資源の動態の理解につなげるためには、伐採齢分布そのものを知ることが必要である。

森林が持つ公益的機能として従来からいわれてきた山腹安定や水源涵養などの効果に加え、近年、その二酸化炭素の吸収、固定という効果が注目を集めるようになった。気候変動枠組み条約の締約国の間で1997年に行われた地球温暖化防止京都会議では、各国が温室効果ガスの削減に取り組むに当たり、森林等を温室効果ガスの吸収源として認め、その効果を削減量の算出において考慮するというルールが定められた。具体的な算出法などはその後も議論が続けられており、定まっていないが、いずれにしても、森林資源ストックの動態を予測することや、その経済的なメカニズムについて知り、どのような経済的な誘因を与えれば、二酸化炭素の森林への固定を効率的に行えるのかといったことを解明することが重要になってきた。

また、従来から言われている森林の公益的機能についても、今日のように林業生産が停滞し、森林所有者が林業経営に興味を失っている現状では、今後、どれほどの公益的機能の発揮を民有林に期待できるのか、分かりにくくなっている。例えば、山腹安定などの機能については、主伐も間伐も行われずに放置されている過密状態の林分が急速に増えており、これが山腹の崩壊や表層土の流出に悪影響をもたらすのではないかということが心配されている。そして、これに対応して、公益的機能の維持、増進のためには、政府、地方公共団体がどれほどの財政支出を割いて、どのような施策を投じることが適当であるのか、といったことの解明が求められている。こうしたことを明らかにしていく上でも、森林資源ストックの動態が起こる経済的なメカニズムを知ることは有益であると考えられる。

これまで、伐採および資源動態を捉え、予測を行う方法としては、減反率法が使われてきた。減反率法は鈴木太七が1960年頃に開発した方法で、その後、鈴木(1972, 1979)などで紹介されている。この方法では、林分の直径成長がポアソン過程に従うことと、林分は一定の直径に達すると伐採されることを仮定する。これらを仮定すると、その帰結として伐採齢分布が Γ 分布に従うことが導ける。鈴木はその分布を減反率分布と呼び、第II部第1章で詳しく見るように、地域の齢級構成表からモーメント

法を用いて分布を推定することを提唱している。

ところが、第3部で取り上げるように、林業経営体の伐採行動は経済的な要因に影響を受けて様々な形を取りうるし、またその結果として、時代とともに変化してきているものと考えられる。そのような実態を前にすると、減反率法のいくつかの短所を指摘せざるを得ない。まず第一に、減反率法は林分の直径成長と、伐採発生に関する上述の仮定に基づいて Γ 分布を推定する方法であるが、林業経営体の伐採行動はすぐれて経済的な現象で、減反率法が仮定するような単純な伐採行動で実態を捉えることはできない。また、伐採齢分布が Γ 分布をしているという保証はなく、それを仮定することはむしろ、現実を見誤らせる可能性を持つことさえ危惧される。また、減反率法を用いて将来の伐採予測を行う場合には、観察されたものと同じ伐採傾向が将来にも成立することを仮定して、予測を行ってきたが、可能であれば、経済環境の変化に対応する伐採齢分布の将来における変化を予測することが望ましい。そうすると、上述のように伐採の起こり方にきわめて単純な仮定をおく減反率法では、もはや対応が難しい。

鈴木が減反率分布に Γ 分布を使ったのは、1つには、それが実用性にすぐれていると考えられたからではないかと推察される。第4章で論じるように、そこには誤解があったものと考えられるが、鈴木は Γ 分布のパラメータはモーメント法によって簡単に推定できると考えたようである。また、そうして Γ 分布が定まれば、それに対応する χ^2 分布を導き、標準的な統計の教科書などに付属する χ^2 分布表を用いて、分布の累積確率などを簡単に計算できる。このことから、 Γ 分布を仮定する方法は幅広く普及させるのに都合がよい方法と考えられたのではないと思われる。あるいは、鈴木の間意図はともかくとして、減反率法は、これまでもいくつかの短所が指摘されているにもかかわらず、今日まで地域森林計画における伐採予測に利用されているが、その理由の1つは、簡便な方法としてそのやり方がマニュアル化されていることにあるものと考えられる。

しかし、減反率法が考案された1960年頃と比べると、現在では、パソコンが普及し、大量のデータや複雑な計算を簡単に行うことが決して難しいことではなくなっている。また、こうした計算機の発展と歩調を合わせて、様々な統計手法が開発され、そうした手法をパソコンで簡単に使うことができるようになった。伐採齢は林分が植栽されてから、伐採されるまでの経過時間であるが、ある出来事が起こるまでの時間を確率変数と見なし、その確率分布を推定する統計手法も、1970年頃から急速に開発が進んだ。ある出来事が起こるまでの時間は、生存時間 (survival time, lifetime)、持続時間 (duration time) などと呼ばれ、それらの統計分析は、生命表などの分析を行う人口学で用いられる他、医学では患者の死亡や治癒までにかかる時間に与える新薬投与の影響を探るのに用いられたり、工学

では製造物の耐久性、信頼性を調べるのに使われたりしている。また、1970年代の後半からは、計量経済学においてもこのような経過時間を分析する手法が、労働者の失業期間の分析などに応用されるようになり、経済理論と結びついた独特の発展を見せるようになった（レビューはHeckman and Singer, 1984, Kiefer, 1988, Lancaster, 1990, Newmann, 1997）。

こうした計算機と統計手法の発達之恩恵を受け、現在では、伐採齢の分析にも幅広い方法が簡単に利用できるようになり、その意味でも減反率法のように Γ 分布を仮定することは、かえって制約を与えるように感じられるようになった。第II部の目的は、従来用いられてきた減反率法に代わって、地域の齢級構成表から地域の伐採齢分布を推定し、将来の伐採、資源動態の予測に用いる方法を提供することである。

まず第II部第1章では、 Γ 分布にとらわれずに、齢級構成表から任意の分布形の仮定の下に伐採齢分布を推定する方法や、さらに特定の分布形を仮定せずにノンパラメトリックに伐採齢分布を推定する方法を紹介した。また、これらの新たな方法と従来の減反率法やその修正法とを比較することで、従来の方法についても新たな知見を得ることができた。

第II部第1章では、 Γ 分布にとらわれない伐採齢分布の推定法を提示したにとどまり、伐採齢分布と経済要因との関係を予測に応用することは行っていない。しかし、第II部第1章で提示した伐採齢分布の推定法については実は共変量を組み込んで拡張することが可能である。経済変数を共変量として組み込むことで、経済要因の伐採齢分布への影響を捉えることが可能であり、また、予測にあたっては、過去のデータから共変量に依存するモデルを推定し、さらに将来の共変量の予測を前もって行うことが可能ならば、それらを組み合わせて、将来の伐採齢分布を推定することが考えられる。第II部第2章では、第II部第1章で示したノンパラメトリックな方法に共変量を組み込んで、それぞれの地域、時期の伐採齢分布が、その地域のその時々地域林業の状況を表す経済変数に依存するモデルを推定し、将来の予測に応用することを試みた。

ところで、我が国において齢級構成表を用いて行われる資源動態の予測と同種の予測法は海外でも用いられている。Brooks(1987)はこの種の方法をYield Table Projectionと呼んで、各国での適用例を紹介している。しかし、Brooksによれば、それら海外での適用例においては、伐採面積あるいは伐採量は、齢級別の伐採確率の推定によって求められるのではなく、例えば素材市場の需給モデルなどによって対象地域の全体の伐採量あるいは伐採面積が予め推定され、それを期首の齢級別の面積や蓄積に比例して、各齢級に配分するといった方法が採られることが主流のようである。このように我が国では、減反率法のように伐採齢分布を推定しようとする試みが早くから行われてきたのに対し、海外ではそ

のような試みがない理由の1つを、西川(1996)が紹介しているように、我が国では森林計画制度に基づいて森林の全数調査が行われ、5年毎に森林簿（国有林では森林調査簿）に結果がまとめられているため、齢級構成の5年間隔での推移を把握することが容易であるのに対し、一斉人工林の民有林が大きなシェアを占める他の先進国では、資源調査をサンプリング調査で行っているなど、データの提供のされ方が日本とは違うというところに求めることができるのではないかと考えられる。日本の齢級構成表のような形式でまとめられたデータが存在しない国、地域もあると考えられる。また、そのようなものが提供され、Yield Table Projectionの資料として用いることができる場合でも、一括して扱われる林齢の幅（日本では1齢級=5歳）や調査の間隔（日本では5年）のずれの問題などがあり、前後する資源調査の結果から伐採齢分布を推定することが不可能な場合があるのではないかと考えられる。各国で利用可能な生のデータを見たことがないので、確かなことは言えないが、例えばアメリカでは、サンプリング調査を行う間隔が一定ではないといったこともあり、我が国で資源予測に用いることができる方法でも、海外ではデータの制約から、利用可能でない場合があるものと考えられる。従って、第II部で紹介した伐採齢分布の推定法は、既存の減反率法やその修正法と同様に、専ら我が国の森林計画制度に基づいて作られる地域の齢級構成表を前提とするものであって、諸外国での適用可能性は利用できるデータによる。

I ミクロ・データを用いた伐採行動の分析

1 林業経営体の木材価格への反応 —伐採齢分布の時系列変化—

1.1 はじめに

木材価格の変動が林業経営体の伐採行動に与える影響を明らかにすることは、林業経営を理解する上でも、また森林資源の動態を解明する上でも重要な課題である。このことに関しては、既にいくつかの研究があり、木材価格の低下のもとで伐り控え、あるいは伐採の先送りが起こったり（野田・天野、1983、田中、1980、松下、1992）、伐採圏の縮小が起こる（柳幸、1983、1984）ことが示されている。しかし、こうした先行研究がいずれも、地域の人工林伐採率（柳幸、1983、1984）や地域の減反率分布の平均と標準偏差（野田・天野、1983、田中、1980、松下、1992）といった、地域を単位に集計され、統計量としても集約された変量を主な資料としているのに対し、この章では、一つの林家を取り上げ、その過去の伐採記録から得られた半世紀以上の長期にわたる資料を用い、また、集約された変量ではなく、伐採齢分布そのものの時系列変化を調べることで、林業経営体の木材価格の動向に対する対応を探ろうとした。

伐採齢分布は森林の伐採齢 T を確率変数と見なして、その確率分布を表したものであり、林業経営体の伐採行動を表現するのに適している。従来、減反率分布と呼ばれてきたものも概念的には伐採齢分布と同じものであるが、これは地域の齢級構成表から推定されている。個別の林業経営体の伐採記録から減反率分布、あるいは伐採齢分布を導いた研究はなく、その方法自体確立されていない。そこで、本研究では、5年や10年といった、任意に設定された時期区分に対して、時期毎に伐採齢分布を推定する方法を導いた。そして、この方法がある林家の伐採記録に適用することにより、林業経営体の伐採行動の変化を伐採齢分布の時系列変化として把握することを試みた。地域を単位とする場合と比べて、このように一つの林家を対象とすることの長所としては、第一に、伐採齢分布にその林家の経営方針が明確に映し出されるはずであると期待できること、第二に、その他の経営資料などと合わせ、経営の展開を詳しく調べることができることが挙げられる。また、地域の齢級構成表は通常齢級を単位にまとめられているのに対し、林齢を単位とした伐採齢分布を扱うことができることや、対象とした林家は江戸時代から林業経営を続けてきた大山林所有者であるが、この林家の場合には、半世紀を

越える長期にわたって伐採齢分布を知ることができるというように、比較的信頼の置けるデータを長期にわたって入手できる可能性があることも、特定の林家を対象とすることの利点である。逆に、短所としては、伐採行動を把握しても、それがその林家の個別の事情に左右されている可能性があり、結果が必ずしも一般性を持たない可能性があることが挙げられる。特に、ある程度の規模のデータを得ようとするれば、上述のように、古い経営の歴史を持つ大山林所有者を対象を限らざるを得ず、中小規模の森林所有者の単独の伐採行動を同様の方法で調べることは実際上、不可能であろう。

以下では、まず1.2で林家の伐採記録から時期別に伐採齢分布を最尤推定する方法を導く。次に、1.3で分析に用いた資料について述べた後、1.4では1.2の方法で推定した伐採齢分布が時系列的にどのように変化してきたかを分析し、さらに1.5では、この伐採齢分布の変化が木材価格の動向とどのように関連していたかについて考察した。

1.2 分析方法

伐採齢分布を表す方法の一つに生存関数がある。生存関数 $F(t)$ は、伐採齢が t 以上である確率、従って森林が t 年生で伐採されるか、あるいはそれを越えて生き延びる確率と定義される。林分 i について、

その伐採齢を T_i で表すと、 $F(t)$ は、

$$F(t) = \Pr(T_i \geq t) \quad 0 < t < \infty$$

$$\lim_{t \rightarrow 0} F(t) = 1, \quad \lim_{t \rightarrow \infty} F(t) = 0$$

という性質を持つ関数である。本研究では、得られたデータからこの生存関数を最尤法で推定し、伐採齢分布の形状を調べるという方法を採用する。

まず初めに1.2.1で生存関数の一般的な推定法であるKaplan-Meier推定量を森林の伐採に適用した場合の推定量を導く。ここで導かれた方法は、時期区分を考慮に入れておらず、得られたデータを一括して扱い、一つの生存関数を推定するが、次に1.2.2では、そのKaplan-Meier推定量を応用して、観測期間を任意に区分した時期毎に伐採齢分布を推定する方法について述べる。

1.2.1 伐採齢分布の推定

Kaplan-Meierの推定法では、標本において実際に伐採が観測された時点（林齢）で不連続な、ステップ型の生存関数を推定する（なぜステップ型となるかについては、Kalbfleisch and Prentice, 1980, 10-13）。すなわち、伐採が行われた全ての時点を小さい順に、 t_1, t_2, \dots, t_m とすると、それぞれの時点 t_j にスカラー量 λ_j を対応させて、生存関数を

$$F(t) = \prod_{j: t_j < t} (1 - \lambda_j)$$

で構成する。この時、

$$\frac{\Pr(T_i \geq t_j) - \Pr(T_i > t_j)}{\Pr(T_i \geq t_j)} = \frac{F(t_j) - \lim_{h \downarrow 0} F(t_j + h)}{F(t_j)} = \frac{\prod_{l \leq j-1} (1 - \lambda_l) - \prod_{l \leq j} (1 - \lambda_l)}{\prod_{l \leq j-1} (1 - \lambda_l)} = \lambda_j$$

が成り立つから、 λ_j は、ある林分が t_j 年生まで生き延びたという条件の下で、 t_j 年生で伐採される確率を表していると解釈され、林齢 t_j での危険率と呼ばれる。以下では、観測された標本から、 λ_j と $F(t)$ を推定する方法について述べる。

標本を構成する個々の観測データは、一つの林分の植栽から始まり、伐採、または打ち切り時点で終了する一回のサイクルからなる。ここで、打ち切り (censoring) とは、伐採が行われる前に、何らかの理由で観測が打ち切られたことを意味する。一つの林分について、複数回の植伐が確認されていれば、一つの林分からその回数分の観測データが得られる。こうして得られた観測対象に番号を $i=1,2,3,\dots$ と振り、観測対象 i について、その面積 a_i と、伐採または観測の打ち切りが起こり、観測が終了した時点の林齢 v_i が分かっているとす。また、観測の終了が伐採によるものか、打ち切りによるものかが分かっているとす、伐採の場合は $\delta_i = 1$ 、打ち切りの場合は、 $\delta_i = 0$ の情報が与えられるとする。

これらの情報をもとに尤度関数を構成するには、まず観測対象を観測が終了した時点と、それが伐採によるものか、打ち切りによるものかでグループ分けし、そのグループ毎に尤度への貢献を考える。観測終了の仕方によって二つの種類の集合を、

$$D_j = \{i \mid v_i = t_j, \delta_i = 1\}$$

$$C_j = \{i \mid t_j \leq v_i < t_{j+1}, \delta_i = 0\}$$

で定義する。 D_j は林齢 t_j で伐採された観測対象の集合、 C_j は区間 $[t_j, t_{j+1})$ で打ち切られた観測対象の集合である。全ての観測対象は、いずれか一つの D_j か C_j に属する。すなわち、

$$i \in \bigcup_j D_j + \bigcup_j C_j \quad \forall i, \quad D_j \cap D_k = \emptyset \quad \forall j \neq k,$$

$$C_j \cap C_k = \emptyset \quad \forall j \neq k, \quad D_j \cap C_k = \emptyset \quad \forall j, k$$

である。また、

$$(1) \quad R_j = \bigcup_{l \geq j} D_l + \bigcup_{l \geq j} C_l = \{i \mid v_i \geq t_j\}$$

を定義する。 R_j は林齢 t_j まで生き延びた観測対象の集合である。

さて、生存関数 $F(t)$ を持つ観測対象が t_j 年生で伐採される確率は、

$$\Pr(T_i = t_j) = F(t_j) - \lim_{h \downarrow 0} F(t_j + h) = F(t_j) - F(t_j + 0) = \prod_{l \leq j-1} (1 - \lambda_l) \lambda_j$$

であり、これが、 D_j に属する観測対象の尤度への貢献となる。ここで、 $\prod_{l \leq j-1} (1 - \lambda_l)$ の部分はそれらの観測対象が林齢 t_j まで生き延びたことを表す部分であり、 λ_j は先に述べておいたように、その条件の下で林齢 t_j で伐採されることを表す条件付き確率である。次に、 C_j に属する観測対象については、

その観測対象が v_i 年生まで生き延びたことが分かるだけなので、それに対応する、

$$\Pr(T_i \geq v_i) = F(v_i) = \prod_{j: t_j < v_i} (1 - \lambda_j) = \prod_{l \leq j} (1 - \lambda_l)$$

が尤度への貢献となる。

これらの個々の観測対象の尤度への貢献を、面積を単位に取るために、観測対象の林分面積でウェイト付けして、全ての観測対象について掛けあわせることで、標本全体の尤度が得られる。

$$L = \prod_{j=1}^m \left[\left(\prod_{l=1}^{j-1} (1 - \lambda_l) \cdot \lambda_j \right)^{\sum_{i \in D_j} a_i} \left(\prod_{l=1}^j (1 - \lambda_l) \right)^{\sum_{i \in C_j} a_i} \right]$$

対数尤度を取り、整理すると、

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{j=1}^m \left[\sum_{i \in D_j} a_i (\log \lambda_j + \sum_{l=1}^{j-1} \log(1 - \lambda_l)) + \sum_{i \in C_j} a_i \left(\sum_{l=1}^j \log(1 - \lambda_l) \right) \right] \\ &= \sum_{j=1}^m \left[\sum_{i \in D_j} a_i \log \lambda_j + \log(1 - \lambda_1) \left(\sum_{i \in C_1} a_i + \sum_{i \in D_2} a_i + \sum_{i \in C_2} a_i + \dots \right) \right. \\ (2) \quad &\quad \left. + \log(1 - \lambda_2) \left(\sum_{i \in C_2} a_i + \sum_{i \in D_3} a_i + \sum_{i \in C_3} a_i + \dots \right) + \dots \right] \\ &= \sum_{j=1}^m \left[\sum_{i \in D_j} a_i \log \lambda_j + \left(\sum_{i \in R_j} a_i - \sum_{i \in D_j} a_i \right) \log(1 - \lambda_j) \right] \\ &= \sum_{j=1}^m \left[d_j \log \lambda_j + (r_j - d_j) \log(1 - \lambda_j) \right] \end{aligned}$$

ただし、

$$(3) \quad d_j = \sum_{i \in D_j} a_i, \quad r_j = \sum_{i \in R_j} a_i$$

となる。これを最大化する危険率は、最大化の一階の条件から、

$$(4) \quad \hat{\lambda}_j = d_j / r_j \quad \forall j$$

で求め、生存関数の推定量は、

$$(5) \quad \hat{F}(t) = \prod_{j: t_j < t} (1 - \hat{\lambda}_j) = \prod_{j: t_j < t} \left(1 - \frac{d_j}{r_j} \right)$$

で与えられる。結局、伐採のあった時点での危険率は、そこまで生き残ってきた面積に対するその時点で伐採された面積の比率で推定され、生存関数 $F(t)$ は、伐採時点での伐採されない面積の比率を、林齢 t までの全ての伐採時点について掛けあわせたもので推定されることになる。

1.2.2 時期別伐採齢分布の推定

以上で導いた推定法では、全ての観測対象を一括して扱い、一つの生存関数を推定している。しかし、伐採齢分布の時系列変化を分析するためには、時期毎に生存関数を推定できれば便利である。生存関数を時期毎に推定するには、一つの観測対象の情報をそれぞれの時期における情報に分割して利

表I-1 時代別データの作成手順

(a) 経営資料より林分単位のデータを得る

林分 j	植栽年	観測終了年	伐採 δ_j *	面積 a_j
1	1927	1978	1	1.2
2	1955	1998	0	0.5

(b) 各林分のデータを時代毎に分割する

観測対象 i	林分 j	観測開始 年	観測終了 年	観測開始 年の林齢 u_i	観測終了 年の林齢 v_i	時代**	伐採 δ_i *	面積 a_i
1	1	1927	1949	1	23	1	0	1.2
2	1	1950	1969	24	43	2	0	1.2
4	1	1970	1978	44	52	3	1	1.2
3	2	1958	1969	1	12	2	0	0.5
5	2	1970	1998	13	41	3	0	0.5

(c) 時代毎にデータをまとめる

観測対象 i	時代**	林分 j	観測開始 年の林齢 u_i	観測終了 年の林齢 v_i	伐採 δ_i *	面積 a_i
1	1	1	1	23	0	1.2
2	2	1	24	43	0	1.2
3	2	2	1	12	0	0.5
4	3	1	44	52	1	1.2
5	3	2	13	41	0	0.5

注：*伐採は、1=伐採、0=打ち切り、を示す。

**時代は、1=1949年以前、2=1950～1969年、3=1970年以後、を示す。

用すればよい。具体的には表I-1に示したように、データを予め加工しておく必要がある。表I-1の(a)には、2つの林分について、植栽年と観測終了年、観測終了の理由、林分面積が示してある。時期を区分しない場合には、観測終了年と植栽年から、観測終了時点の林齢を求め、前項で導いた方法を適用して生存関数を推定すればよいが、時期を区分する場合には、さらにデータを加工する必要がある。まず、(b)に示したように、各観測対象のデータを時期毎に分割する。時期の個数や期間の長さの設定は自由であるが、ここでは仮に第1期が1949年以前、第2期が1950年～1969年、第3期が1970年以降とした。林分1は1927年に植栽されて1978年に伐採が確認されている林分であるが、この場合、観測期間が3つの時期全てにまたがっているため、林分1のデータは3つの時期に対応する3つのデータに分割されることになる。まず、1927年から1949年までは第1期に該当するため、林分1からは第1期について、1927年に林齢1で観測が始まり、1949年に林齢23で観測が打ち切りによって終了したというデータが得られる。ここで、この林分は次の時期にまたがって生き続けているため、第1期の観測終了が伐採ではなく打ち切りによるものとなることに注意しなければならない。同様に、この林分は第2期も伐採されずに生き延びているため、第2期に対応するデータは林齢24で観測が開始され、林齢43で観測が打ち切りによ

て終了したことになる。ここで注意しなければならないのは、観測の開始時点の林齢が24であることである。1で扱った全ての観測対象から一つの生存関数を推定する場合には、全ての観測対象の観測開始時点は植栽時点であり、観測開始時点がいつかということは問題にならなかった。ところが、時期によってデータを分割した場合には、その時期の間に植栽された林分以外、従って、前の時期から伐採されずに生き残ってきた林分については、観測開始時点の林齢が様々な値を取りうるのである。これは、例えば、この林分1の場合には、第2期については、その林分が24年生から43年生の間、伐採されることなく、生き延びたという情報が得られるだけであり、その林分が23年生ままで生き延びてきたことは、第1期についての伐採情報ではあっても、第2期についての伐採情報ではないためである。このように観測開始時点が植栽時点と異なる場合、左からの切断 (truncation) があるという。この左からの切断は尤度を構成する上で重要な意味を持つので、後に、左からの切断を考慮して時期別の伐採齢分布を推定するために、1.2.1の推定量をどのように修正すればよいかを述べる。

さて、林分1の例に戻ると、この林分は1978年に伐採が確認されているから、第3期は1970年に林齢44で観測が始まり、1978年に林齢52で伐採によって観測が終了したことになる。このように、もともと1つの林分の1サイクルが1個のデータをなしていたものを、観測が行われていた時期にデータを分割していくのである。こうして、全ての林分に対して、以上のような時期毎の分割を行い、ある林分のある時期に対応する観測対象を1個のデータとして、番号 $i = 1, 2, 3, \dots$ を振りなおし、観測対象 i について、観測開始時点の林齢 u_i と観測終了時点の林齢 v_i 、観測終了理由を表す δ_i を与える。また、面積は変化がないはずだから、同じ林分から分割されたデータに対しては、全ての時期に同じ面積 a_i を与える。最後に(c)で、分割されたデータを時期毎にまとめる。そして、例えば、第2期の伐採齢分布は第2期の全てのデータから推定することになるのである。その際の推定方法は、基本的には、前項で述べたものと同じであるが、先に注意しておいたように、左からの切断を考慮に入れて、前項で導いた推定量を修正することが必要である。

表I-1の通り、一つ一つの観測対象 i について、その面積 a_i と、観測終了時点 v_i 、観測終了理由を表す δ_i に加えて、観測開始時点 u_i が与えられているとする。この時、例えば、林齢 u_i で観測が始まり、林齢 $v_i = t_j$ で伐採により観測が終了した観測対象の場合、尤度への貢献は、

$$\frac{F(t_j) - F(t_j + 0)}{F(u_i)} = \prod_{\substack{l > u_i, l < j}} (1 - \lambda_l) \lambda_j$$

となる。すなわち、林齢 t_j で伐採される確率を林齢 u_i まで生き延びた上での条件付き確率で表現するわけである。同様に、林齢 u_i で観測が始まり、 $v_i \in [t_j, t_{j+1})$ に打ち切りにより観測が終了した観測対象の場合、尤度への貢献は、

$$\frac{F(t_j+0)}{F(u_i)} = \prod_{\substack{\parallel t_i > u_i, l \leq j}} (1 - \lambda_j)$$

となる。従って、尤度を構成する上で、観測が行われた間に含まれる伐採時点についてだけ、その観測対象が生き延びたという情報を用いることになり、観測対象のグループ分けについて、(1)と(3)の R_j と r_j を、

$$(1)' \quad R'_j = \{i \mid u_i \leq t_j \leq v_i\}$$

$$(3)' \quad r'_j = \sum_{i \in R'_j} a_i$$

と定義し直すことにより、対数尤度は(2)の形のまま、

$$(2)' \quad \log L = \sum_{j=1}^m \left[\sum_{i \in D_j} a_i \log \lambda_j + \left(\sum_{i \in R'_j} a_i - \sum_{i \in D_j} a_i \right) \log(1 - \lambda_j) \right]$$

$$= \sum_{j=1}^m \left[d_j \log \lambda_j + (r'_j - d_j) \log(1 - \lambda_j) \right]$$

で表すことができる。従って、危険率と生存関数の推定量(4)と(5)は、

$$(4)' \quad \hat{\lambda}_j = d_j / r'_j \quad \forall j$$

$$(5)' \quad \hat{F}(t) = \prod_{j \mid t_j < t} (1 - \hat{\lambda}_j) = \prod_{j \mid t_j < t} \left(1 - \frac{d_j}{r'_j} \right)$$

となる。結局、切断がある場合には、伐採のあった時点での危険率 λ_j は、その林齢での存在が確認された全ての面積に対する伐採された面積の比率で推定され、生存関数 $F(t)$ は、伐採時点での伐採されない面積の比率 $1 - \hat{\lambda}_j$ を、林齢 t までの全ての伐採時点について掛けあわせたもので推定されることになる。本研究では時期ごとの生存関数を推定したいから、その推定には、伐採のあった時点での危険率 λ_j を、その時期にその林齢での存在が確認された全ての面積に対する伐採された面積の比率で推定し、それを用いて、その時期の生存関数を(5)を用いて推定することになる。なお、これらの推定量は最尤推定量であるから、一致性を持ち、漸近的に正規分布することが分かっており、本研究では用いないが、推定量の漸近的な分散を推定し、検定などに用いることができる。

生存関数の推定が、危険率の推定を通して、その時点での各林齢の面積に対する伐採された面積の比率に基づいていることは、推定された生存関数を林業経営体の伐採行動を表すものとして解釈する上で留意せねばならない重要な点である。例えば、時間とともに資源の齢級構成が変わる場合には、各林齢において伐採された面積のその林齢の総面積に対する比率が時間を通じて一定であっても、伐採量は齢級構成とともに変化するが、これとは反対に、その場合に推定される生存関数は不変である。従って、伐採齢分布は林業経営体の伐採行動について、伐採量とは異なった情報を与える。特に、伐採齢分布は林業経営体がそれぞれの林齢でどれくらいの強度で伐採をしたかに注目して林業経営体の伐採行動を捉える手段であるということが出来る。

1.3 資料

分析に用いる資料は、三重県檜田川流域で林業経営を営む堀内家から提供を受けた。堀内家は江戸時代から林業経営を営んでおり、その経営発展の歴史については、成田（1997）の研究がある。堀内家では1994年時点で796haの森林を経営している。分析では、そのうち資料の得られたスギとヒノキの人工林約710haを対象とした。スギとヒノキの割合は1994年時点ではスギが55%、ヒノキが45%であるが、年代が遅いほどヒノキが植えられる割合が増えていることが施業の記録から確認できる。時代をさかのぼるほど、スギの比率が高かったことは間違いなく、これまではスギを中心とした経営であったといえる。成田によれば、堀内家の林業経営の始まりは、江戸時代に貸金、醸造、米、茶を扱う商人であったものが林業経営にも乗り出したということのようであるが、本研究が対象とする明治末期から現在までは、ほぼ林業経営を専業とした経営になっており、目立った副業は行われていない。

山林の所有面積が明治末期以降どのように変化したかについて詳細を明らかにする資料はないが、現在所有している山林のほとんどが明治末期には既に所有されていたことは経営資料から確認できる。反対に明治末期に所有されていた山林で、これまでに手放した山林は、現在の当主の話によれば、200ha以上ある。そのほとんどは、第二次世界大戦の最中か戦後に売却されたものである。この時期、強制伐採や財産税課税などで、堀内家の林業経営は苦境に追い込まれ、山林を売却せざるを得なかったということである。これら本研究の対象となる期間中に売却された森林については、売却までの植伐の歴史を明確に追うことが難しかったため、全て分析の対象外とした。このことは、分析の結果が堀内家の伐採行動の変化を忠実に表しているかどうかという疑問を投げかけるが、売却で観測対象から外れた森林が特定の林齢に偏っていたり、伐採された林分から売却されたりしていなければ、生存関数の推定量の性質から、推定量に問題はないといえる。こうした偏りがあったかどうかを判断できる資料は残っていないが、当主は、特にそのような偏りはなかったとしている。また、堀内家では1970年頃に相続が発生しているが、以前から相続対策をしていたため、相続財産は比較的多くなく、相続税を納めたり、金銭で財産分けをするためにその時期に集中して山林を伐採しなければならないといったことはなかったとのことである。

伐採齢分布の推定を行うためには、まずは表I-1の(a)に示したような、個々の林分の植栽から伐採までの1サイクルについてのデータを過去にさかのぼって、調べる必要がある。そのために2種類の資料を利用した。1つは1995年にまとめられた、最新の山林現況簿である。これは、地域森林計画の森林簿、あるいは森林施業計画の森林の現況に類するもので、1995年現在で所有山林の整理番号、呼称、面積、

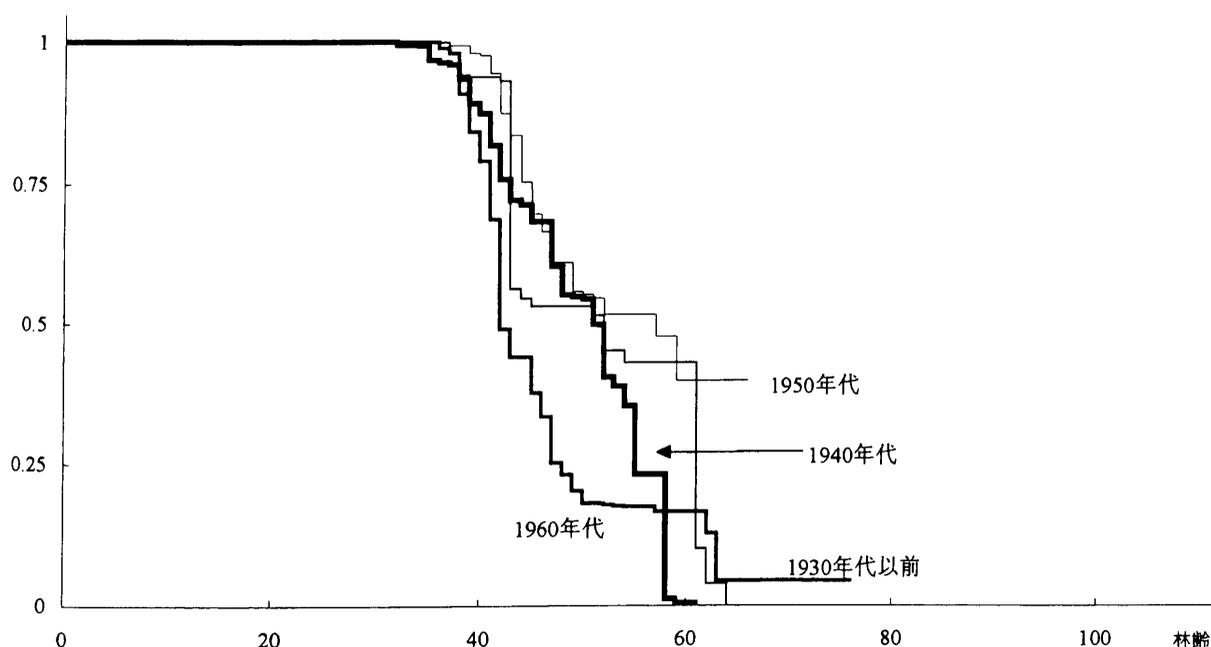
樹種比率、植栽年度などがまとめられている。植栽年度が記載されていることから、この資料によって、全ての林分について現在進行中のサイクルのデータが得られる。そして、1代前、あるいはそれ以前のサイクルにさかのぼるためには、もう1つの資料である、山林見改帳を用いた。堀内家では江戸時代から、その時々所有している山林について、その取得の経緯や樹種、成立本数を記載した山林控帳と山林見改帳と呼ばれる経営資料が随時作成されてきた。しかし、記載内容の違いのため、江戸時代に作成されたものから、個々の林分の植栽年や伐採年、林分面積を正確に知ることは不可能である。今回資料として用いたのは、1905年（明治38年）に初めてまとめられ、その後、比較的最近まで、植伐の記録が書き込まれてきた明治の山林見改帳である。この明治の山林見改帳には1905年頃に過去の見改帳の記載が書き移された上で、その当時の山林の樹種や成立本数などが記載されている。そして、それに加え、堀内家では1922年（大正11年）頃、1958年（昭和33年）頃にも全所有山林の照査が行われており、明治の山林見改帳には、その結果が記載されたページが団地毎に明治に作られたページの後ろに挿入される形でまとめられている。大正と昭和の見改めは樹種、林齢または植栽年、面積または成立本数が調べられている。さらに、明治の山林見改帳には、それが作られてから1980年頃までの植伐の記録が、3回の見改めのページの余白に植伐の発生の度に書き込まれている。これらの記載から、可能な限り1代前、あるいはそれ以前の植伐のサイクルを確認して、データ化した。しかし、見改帳は団地毎にまとめられているため、数多くの異なる林相を含む団地の場合には、そのうちのどこが伐採されたり、植栽されたりしたのかが、見改帳の記載からだけでは分からない場合がある。また、もともと同じ林相を持つ1つの林分だったものが、その一部だけが伐採されたり、逆に、複数の林分が同時に伐採された場合には、やはり、見改帳の記載から個々の林分の植伐のサイクルを確認できない場合がある。さらに、明治の見改めでは林齢の記載がほとんどなく、大正の見改めでも林齢が分からないものがあり、その後伐採されたことは確認できるが、何年生で伐採されたか分からないため、データ化できない場合も多数あった。

以上のようにして、1995年の山林現況簿をベースに、明治の山林見改帳によって、1995年の所有山林の過去の植伐のサイクルをさかのぼって調べた。また、1995年から1998年までについては、別の資料によって、その期間の伐採状況を調べ、補足を行った。その結果、概算であるが、現在ある林分、約610箇所のうち、70%の箇所については現在の森林より前にさかのぼることができなかったが、24%については、1代さかのぼることができ、残りの6%については、2代さかのぼることができた。2代さかのぼることができたとは、今ある森林の前生樹と、さらに一つ前の前生樹について伐採齢が分かったことを意味する。これにより、832件のサイクルについてのデータからなるサンプルを得た。なお、

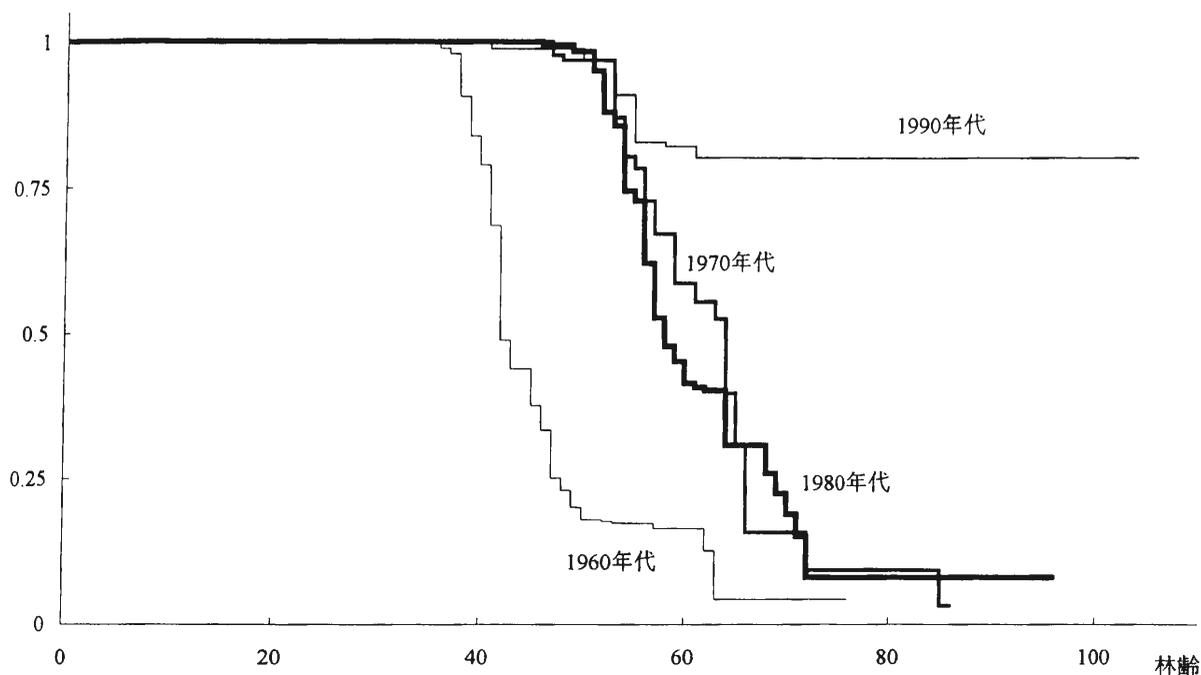
1998年に存在する全ての林分はその時点で打ち切られたことになり、それ以外の、過去に存在したことが判明した林分は、原則として、伐採が行われたところで観測が終わっているのので、打ち切られなかった観測対象となる。ただし、観測対象が災害で被害に遭い、改植された場合や、支障木伐採で伐採された場合には、その林齢で打ち切られたものとして取り扱った。

1.4 時期別伐採齢分布の変化

初めに、1.2で導いた推定量を用いて時期毎の生存関数を推定し、いつ、どのように伐採齢分布が変化してきたかを調べた。まず、データの少ない1930年代以前をひとまとめとし、1940年代から1990年代までについては10年刻み（ただし1990年代は1998年まで）で生存関数を推定した結果を示したのが、図I-1（1970年代まで）と図I-2（1960年代以降）である。図では、横軸が時間（林齢）を表しており、時間0で1の値から始まり、階段状に右下がりの形をとる生存関数は、林齢が上がると、その林齢まで生き延びる林分の割合が減っていくことを示している。図I-1から、例えば1940年代の堀内家の伐採行動について、伐採がほぼ40年生以降の林分に対して行われ、その伐採の強度は、50年生になるまでに約半分の林分が伐採され、さらに、60年生までにはほとんど全ての林分が伐採されるようなものであったことを読み取ることができる。



図I-1 1960年代以前の伐採齢分布



図I-2 1960年代以降の伐採齢分布

表I-2 年代別生存関数の変化に関するWilcoxon Test

比較対象年代		chi2(1)	Pr(chi2>)
1930年代以前	1940年代	0.46	0.4960
1940年代	1950年代	4.97	0.0257 *
1950年代	1960年代	54.51	0.0000 **
1960年代	1970年代	95.97	0.0000 **
1970年代	1980年代	0.16	0.6870
1980年代	1990年代	13.60	0.0002 **
1930年代以前	1950年代	1.86	0.1721
1940年代	1960年代	13.92	0.0002 **
1950年代	1970年代	28.51	0.0000 **

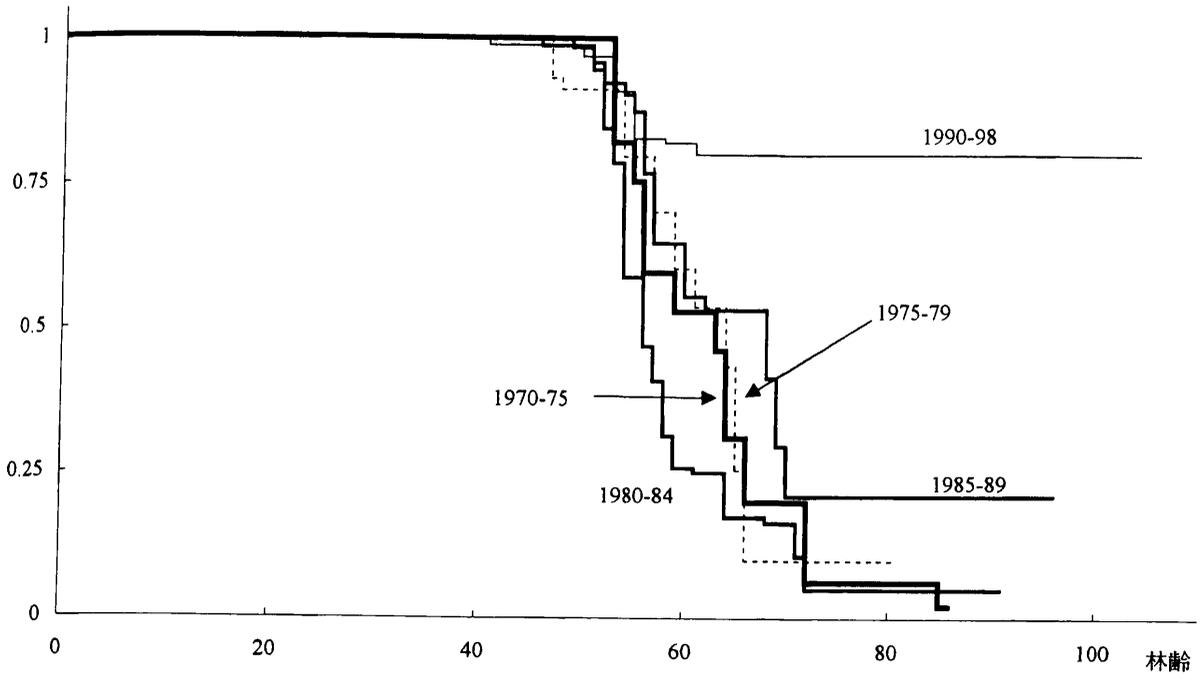
注：*は5%水準で有意、**は1%水準で有意に異なることを示す。

年代順に伐採傾向を見ていくと、まず、1930年代以前と1940年代はかなり似た伐採傾向を示している。この時期には、40年生から60年生の20年間でほとんどの林分が伐採されている。また、1950年代の生存関数は、高齢級での観測対象が少なかったために、途中で切れている格好になっており、それより高齢での推定ができていないが、推定できている範囲では、1950年代の生存関数も1930年代以前や1940年代のそれとかなり似た形をしている。表I-2はランク検定の一種であるBreslow(1970)のWilcoxon検定を用いて、各時期の生存関数が同じものであるという仮説を検定した結果である。右から2列目には自由度1の χ^2 分布に従う検定統計量が、右端の列には、それに対応するP値が示してある。1950年代の分布は1940年代のそれと比べると5%水準で有意差があるが、これは明確に異なっていると結論できる結果ではない。また、1930年代以前と1950年代の生存関数の比較では有意差はないとの結果が出ている。このように、戦前から1950年代にかけては、ほぼ同じような傾向で伐採が行われていたものと考えられる。すなわち、40年生から60年生、あるいは65年生までの間にほとんどの林分が伐採されていたものと考えられる。

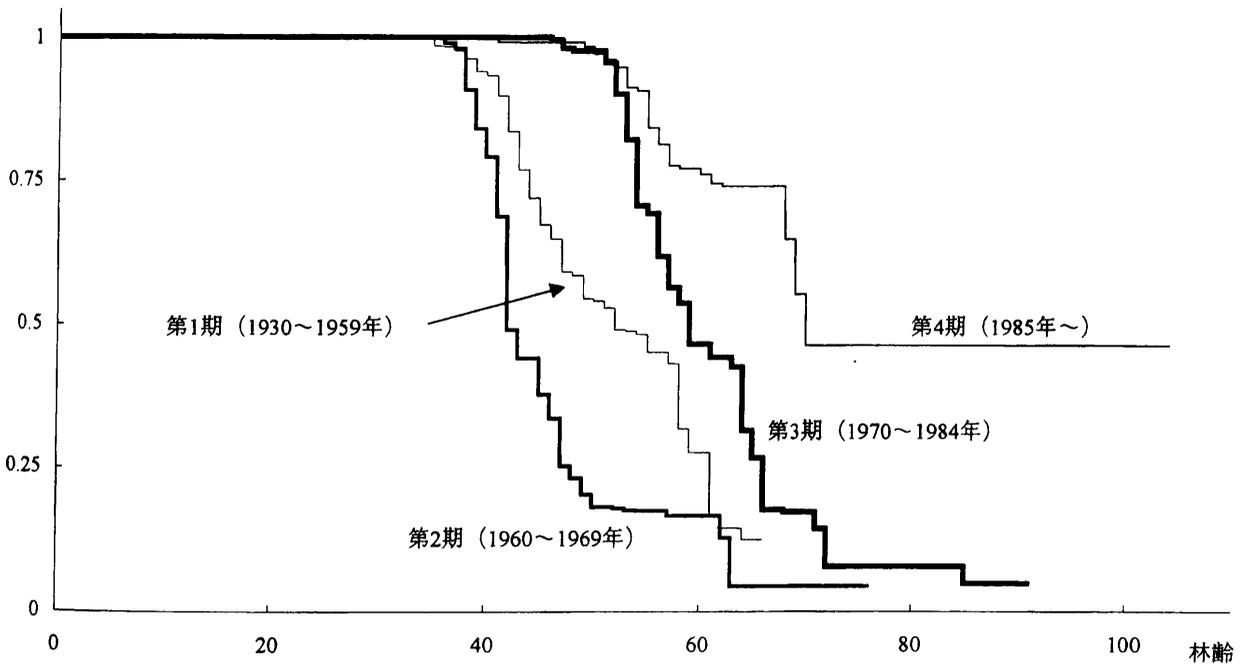
伐採齢分布に初めて明確な変化があらわれるのは1960年代である。1960年代に入ると、それまでの時期と比べ、若齢での伐採が活発になっている。1960年代の分布は、40年生くらいから伐採が始まるという点ではそれまでと変わらないが、50年生までの10年間にほぼ8割の林分が伐採されるという顕著な特徴を見せている。1950年代や1940年代と比べたWilcoxon検定の結果も、それらの年代と比べて1960年代の伐採齢分布は大きく有意に異なっていることを示しており、はっきりと伐採齢の若齢化が起こったことを示している。

次に後半の図I-2に移ると、1970年代には、1960年代とは反対に伐採齢の高齢化がはっきりと現れている。伐採が始まるのがほぼ50年生以降と、それまでと比べて約10年は遅くなっており、ほとんどの林分が伐採されるには70年生まで待たなければならない。Wilcoxon検定の結果からも、1970年代の生存関数が1960年代はもちろん、1950年代のそれと比べてもはっきりと林齢の高い側に偏っていることが分かる。

続く1980年代は1970年代とほぼ同じような伐採齢分布を見せている。検定結果にも有意差は見られず、ほぼ同じような傾向での伐採が続いていたことが分かる。そして最後に1990年代であるが、この時期の生存関数はこれまでとは大きく異なった傾向を見せている。50年生から60年生にかけて2割ほどの林分が伐採されるものの、それ以上の林齢では全く伐採が行われておらず、100年以上経っても8割の林分が伐採されないまま残っているというところまで、急激に伐採が減少している。この変化をより詳しく見るために、図I-3は1975年以降を5年刻みでそれぞれの時期の伐採齢分布を比べてみたもので



図I-3 1970年以降の5年毎の伐採齢分布



図I-4 4期区分ごとの伐採齢分布

ある（ただし、1990年以降は一まとまり）。1970年代後半と1980年代前半は極めて似た分布を示しているが、1980年代後半から、伐採が低調化し、高齢になっても伐採されないで生き残る林分が出てくるようになり、そして90年代に入ると、その傾向が本格化している。このように、1980年代の前半までは、伐採の中心の高齢化は見られるものの、ほぼ20年くらいの幅で全ての林分が伐採されており、ある程度、伐期というものがはっきりしており、どの林分も一定の林齢の幅の中で、ほとんど伐採され、更新されていたのに対し、1980年代の後半に入ると、一定の林齢幅で更新するという形の経営が崩れていっていることが分かる。

以上の結果から、図I-4は、近年までの伐採傾向の変化の概略を示すために、同じような傾向を示す年代をまとめて、伐採齢分布を示したものである。この図をもとに4つの時期への区分によって示される伐採傾向の変化をまとめておくと次のとおりである。まず、第1期は1950年代までであり、この時期にはほとんどの林分が40～60年生に伐採されている。次に、第2期は1960年代であり、40年生代での伐採が非常に活発化した時期であると特徴づけることができる。第3期は、1970年代から1980年代前半の時期であり、この時期には伐採齢分布は高齢へシフトし、50～70年生でほとんどの伐採が行われている。最後に、第4期は1985年以降であり、この時期には、伐採が極端に低調となり、それまで半世紀以上にわたって続いた、一定の林齢幅の中で伐採、更新を行っていく形の経営が大きく変化しようとしている。

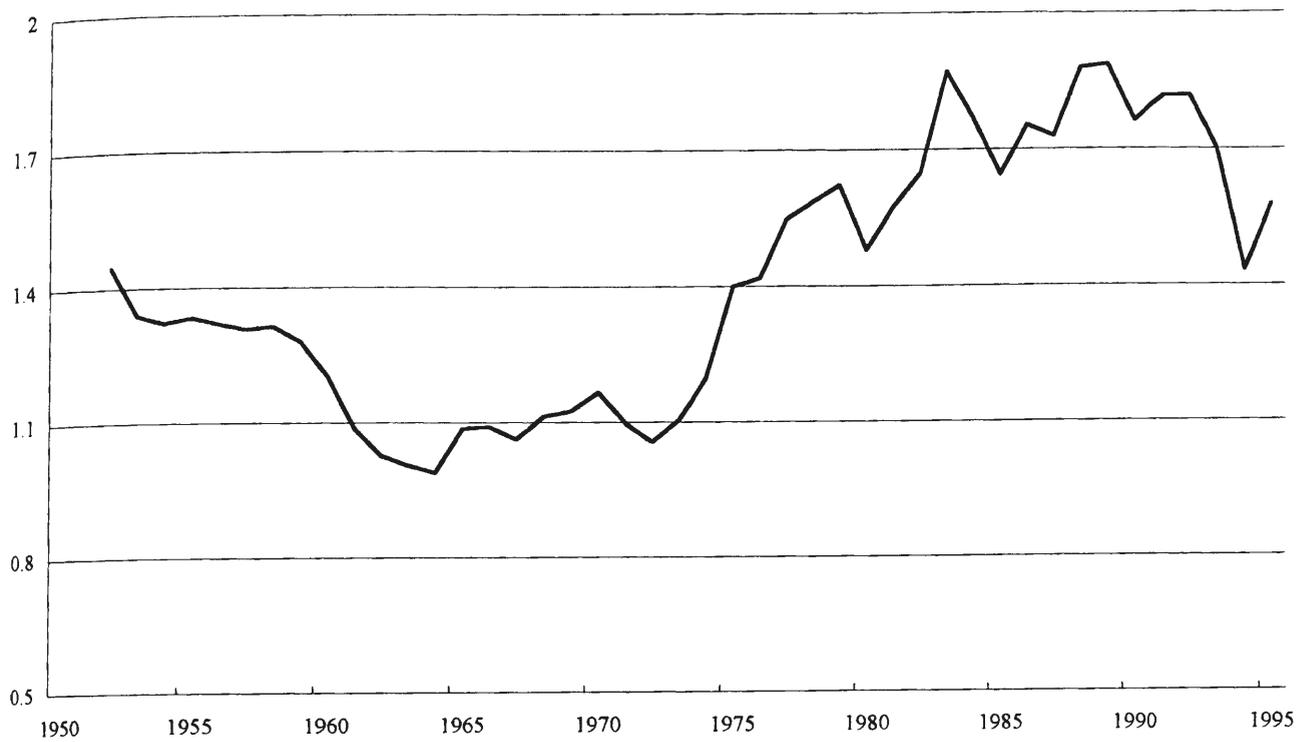
1.5 木材価格との関係

前節で示した、4つの時期区分によって表される伐採齢分布の変化は、堀内家の林業経営がその時々々の木材価格の動向に対応すべく伐採行動を変化させてきた結果として説明できると考えられる。以下では、具体的な木材価格の動向として、径級間相対価格と実質木材価格の2つに注目し、これらの時系列変化を見た上で、若齢林、高齢林での伐採収入、そして再造林費用をパラメータとする伐期選択を簡単な動的計画問題としてモデル化し、これを用いて、木材価格系列に表れた変化が堀内家の伐採行動の変化を説明できることを、明らかにする。

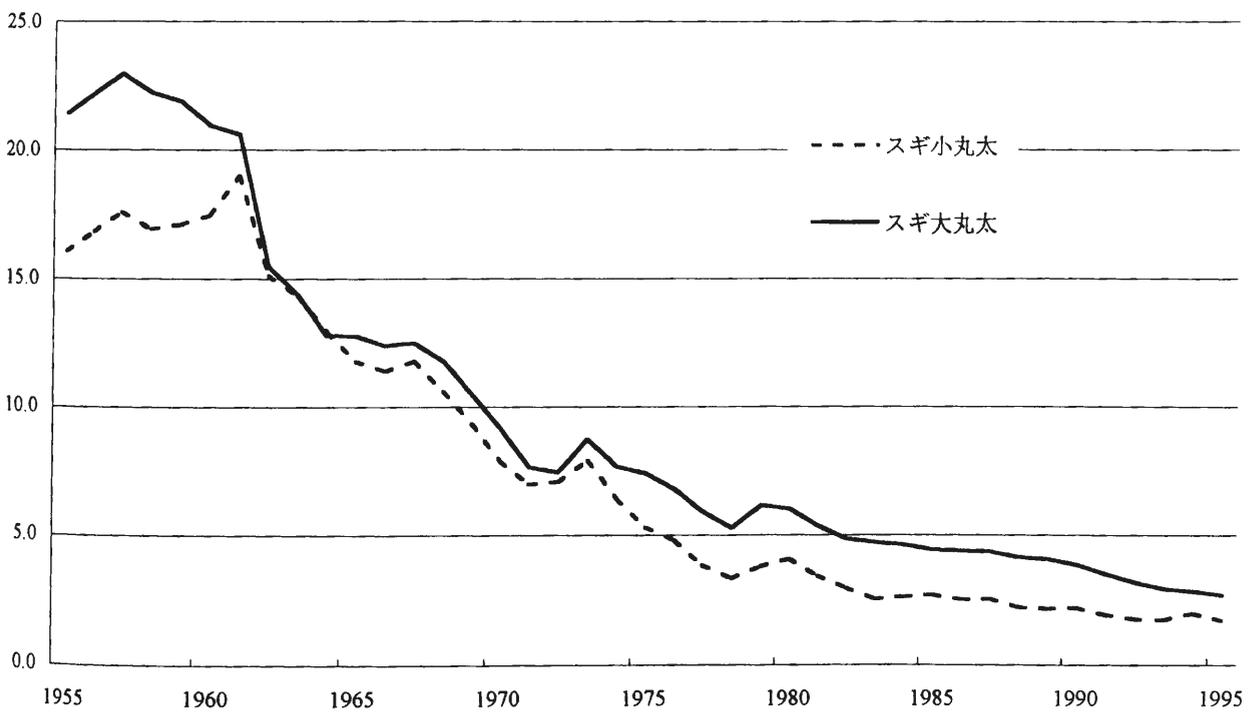
1.5.1 木材価格の動向

(1) 径級間相対価格の変化

堀内家の伐採行動は、第2期、1960年代に入ると、一旦若齢化し、その後高齢化しているが、この伐採齢分布の、初め若齢へ、続いて高齢へのシフトは、径級別木材価格の相対的な変化によって引き起こされたものと考えられる。そこで、図I-5はスギ小丸太（直径14cm以下）の m^3 単価に対するスギ大丸



図I-5 スギ小丸太の価格に対するスギ大丸太の価格の比率
 資料：日本銀行統計局、物価指数年報、各年版



図I-6 伐出賃金（日当）で除して実質化したスギ素材1m³の価格
 資料：日本銀行統計局、物価指数年報、各年版
 労働省、林業労働者職種別賃金調査報告、各年版

太（直径30cm以上）の m^3 単価の比率の推移を示したものである。なお、図はスギに限ったものであるが、これはヒノキについては1950年代まで径級別の丸太価格をさかのぼることができなかったためである。堀内家の所有する山林の樹種構成では、近年ヒノキの割合が増えているとはいえ、スギの方が多ことは既述の通りである。

この図から、第2期にあたる1960年代は小径木に対する大径木の相対的な価値が低下していた時期であることが分かる。この時期は日本経済の高度成長期の最中であり、木材需要はオイルショック時の1973年までほぼ一本調子で伸びていた。後に見るように、1961年から外材の輸入が本格化し、また経済成長下、林業労働者の賃金を初め、諸物価も上昇し、既に実質木材価格は下落を始めていたが、木材需給が逼迫する中、この時期には、萩（1989）が製材品について低質品でも売れたことを示しているように、増え続ける需要に対して、木材であれば質が低くても比較的よい価格が付き、小径木の太径木に対する相対的な価値も高かったのである。また、これは1950年代やそれ以前からそうであったことであるが、当時はくい丸太、足場丸太、坑木など、小径の丸太にも幅広い用途があり、このことも小径木価格を支えていたと考えられる。図I-5によれば、1960年代には径30cm以上の丸太の価格が径14cm以上の丸太の価格の1.1倍程度にまで低下している。

逆に、1970年代は小丸太に対する大丸太の相対価格が上昇した時期であった。特に、1970年代の後半には、1950年代の水準を上回って、大丸太の価格が相対的に上昇した。あるいは、後に見るように、この時期、実質的な木材価格は下落を続けていたから、大丸太に比べ、小丸太で価格の下落が著しかったのである。

(2) 実質木材価格の下落

木材価格の動向について、もう一つ重要なのが実質木材価格の下落である。木材価格の実質化にはいくつかの方法があるが、ここでは、林業経営費用の中で主要な部分を占める労賃に着目し、木材価格の労賃に対する比を取ることで実質化し、その推移に見ることにする。図I-6は林業労働者の賃金（伐出、日当）で割ったスギ素材 $1m^3$ の価格の推移を見たものである。1960年代に入ってから林業労働者の賃金に対し木材価格は相対的に下落を続けていることが分かる。この実質木材価格の下落は、林業経営のために要する費用が、それによって得られる収入に比べ相対的に膨らむことを意味し、径級間相対価格の変化とともに、林業経営体の伐採行動に影響を与えたと考えられる。

1.5.2 伐期選択モデル

前項でそれぞれ見た木材価格の2種類の変化に対する林業経営体の伐採行動の変化は、動的計画法の論理を用いた単純な伐期選択モデルによってよりよく理解することができる。以下ではそのようなモ

デルを提示し、その上で、堀内家の伐採行動の変化について考察を進める。

次のような離散時間動的計画問題を考える。経営者は所有林について、各時点でその林分を伐採するか、もしくは、伐採を次期以降に先送りするかのどちらかを選択するものとする。伐採された林分はすぐに再植林され、次期には林齢が1になるとする。また、伐採されなかった林分は次期には林齢が1つ上がるとする。経営者の t 期における選択を x_t 、伐採を H 、伐採待ちを W 、林齢を a_t とすると、

$$\begin{aligned} x_t &= H \text{ or } W \\ a_t &= 1 \quad \text{if } x_{t-1} = H \\ &= a_{t-1} + 1 \quad \text{if } x_{t-1} = W \end{aligned}$$

また、伐採によって得られる収入は林齢が1の場合には P_1 、林齢が2以上の場合には P_2 とする。簡単化のため、林齢2以上では林分の価値に変化がないとする。伐採後に行われる植林の費用は C で表す。この時、当期利得は経営者の選択と林齢の関数 $V_t(x_t, a_t)$ で表され、

$$\begin{aligned} V_t(H, 1) &= P_1 - C \\ V_t(H, k) &= P_2 - C \quad k \geq 2 \\ V_t(W, k) &= 0 \quad k \geq 1 \end{aligned}$$

である。計画期間を無限、1期当たりの割引因子を $\beta < 1$ とすると、経営者の目的は、割り引かれた将来に渡る利得の最大化であり、

$$\max_{x_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t V(x_t, a_t)$$

と表される。また、 $a_0 = 1$ とし、初めに林齢1での伐採を行うかどうかという場面から問題が始まるとしよう。この問題は林齢が2以上では林分の価値が一定であると仮定したことから、比較的単純な解を持つ。以下では、パラメータである P_1 、 P_2 、 C 、 β の値によって、この問題の解が3つのうちのいずれかになることを示す。

まず第一に、 $C > P_1$ かつ $C > P_2$ の場合には、永遠に伐採を行わない、

$$x^N = \{W, W, W, W, \dots\}$$

が将来利得を0とするのに対し、一度でも伐採を行えば、将来利得は負になるから、永遠に伐採を行わない選択が解となる。この場合の将来利得を $W^N = 0$ と表しておこう。

次に、 $C \leq P_1$ または $C \leq P_2$ の場合には、伐採を行うことが有利である。そして、伐採のタイミングについては、まず、 $t = 0$ の選択を考えよう。 $t = 0$ における選択 x_0 は H か W かのどちらかであるが、もし $x_0 = H$ が最適解を構成するとすると、次の第1期には、 $a_1 = 1$ であるから、経営者は再び第0期と同じ問題に直面することになる。その場合、Bellmanの最適性原理により、最適解においては $x_1 = H$ でなければならない。同様にして、この場合の解は每期林齢1で伐採を行う、

$$x^S = \{H, H, H, H, \dots\}$$

となる。この解に対応する将来利得は、

$$W^S = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t V(H,1) = (P_1 - C) \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t = \frac{P_1 - C}{1 - \beta}$$

である。これに対して、 $t=0$ において $x_0 = W$ が最適解を構成する場合には、林齢2以上で伐採が行われることになるが、この場合にも、一旦伐採が行われると、それ以降の問題は $t=0$ におけるものと全く同じになり、従って、最適性原理により、最適解は同じ林齢での伐採を繰り返す、

$$x = \{W, W, \dots, H, W, W, \dots, H, \dots\}$$

というパターンを取るはずである。林齢 $i \geq 2$ で伐採が繰り返されるとすると、利得は伐採の生じる時点で発生するから、将来利得は、

$$W = \sum_{i=1}^{\infty} \beta^{i-1} V(H,i) = (P_2 - C) \sum_{i=1}^{\infty} \beta^{i-1} = \frac{\beta(P_2 - C)}{\beta(1 - \beta)} = \frac{P_2 - C}{\beta(\beta^{-1} - 1)}$$

この W を伐期 i の関数を見なすと、 W は i の減少関数となっているから、この種類の最適解は、林齢2での伐採の繰り返し

$$x^L = \{W, H, W, H, \dots\}$$

によって与えられ、その場合の将来利得は、

$$W^L = \frac{P_2 - C}{\beta(\beta^{-2} - 1)} = \frac{\beta(P_2 - C)}{1 - \beta^2}$$

となる。そして最後に、この W^L を W^S と比べると、

$$\begin{aligned} W^S \geq W^L &\Leftrightarrow \frac{P_1 - C}{1 - \beta} \geq \frac{\beta(P_2 - C)}{1 - \beta^2} \\ &(1 + \beta)(P_1 - C) \geq \beta(P_2 - C) \\ &P_2 \leq \frac{1 + \beta}{\beta} P_1 - \frac{1}{\beta} C \end{aligned}$$

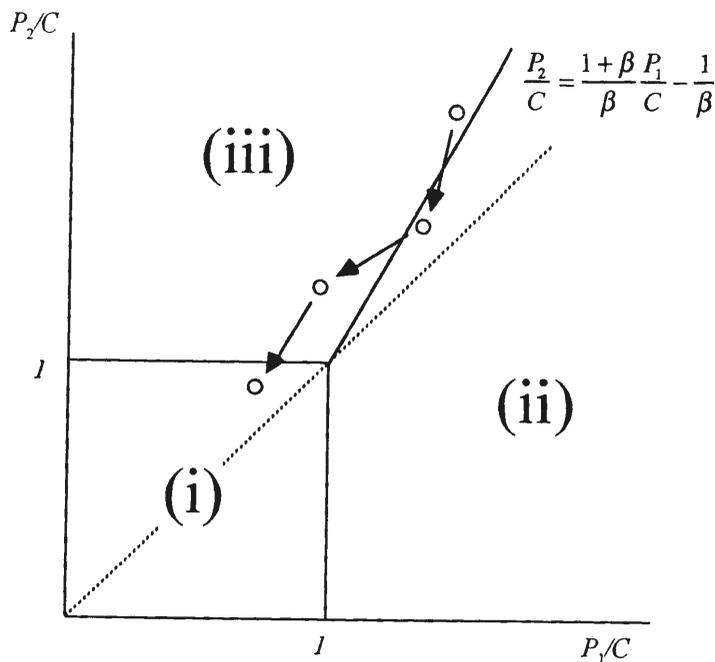
である。

以上より、最適解、林業経営体の伐採行動は、パラメータの値により、

- (i) $C > P_1$ かつ $C > P_2 \Rightarrow x^N$
- (ii) $C > P_1$ または $C > P_2$ 、かつ $P_2 \leq \frac{1 + \beta}{\beta} P_1 - \frac{1}{\beta} C \Rightarrow x^S$
- (iii) $C > P_1$ または $C > P_2$ 、かつ $P_2 > \frac{1 + \beta}{\beta} P_1 - \frac{1}{\beta} C \Rightarrow x^L$

で与えられる。

図I-7はこの結果を用いて伐期の選択を $(P_1/C, P_2/C)$ 平面上で示したものである。個々の林分についての所有者の伐採行動は、その林分に固有の P_1/C と P_2/C がこの平面上のどこに位置するかで決まると考えることができる。まず、原点を頂点とする1辺の長さ1の正方形で囲まれる部分では、 P_1 、 P_2 とも C を下回るから、将来伐採を行わないこと(x^N)が最適な選択である。それ以外の領域は、(1,1)を通り、傾き $(1 + \beta)/\beta > 1$ の直線を境界とする二つの部分に分けられ、境界線の右下側では短伐期(x^S)、左上側では長伐期(x^L)が最適選択となる。短伐期か、長伐期かの選択は、第一に若齢林か



図I-7 伐期選択モデルの解

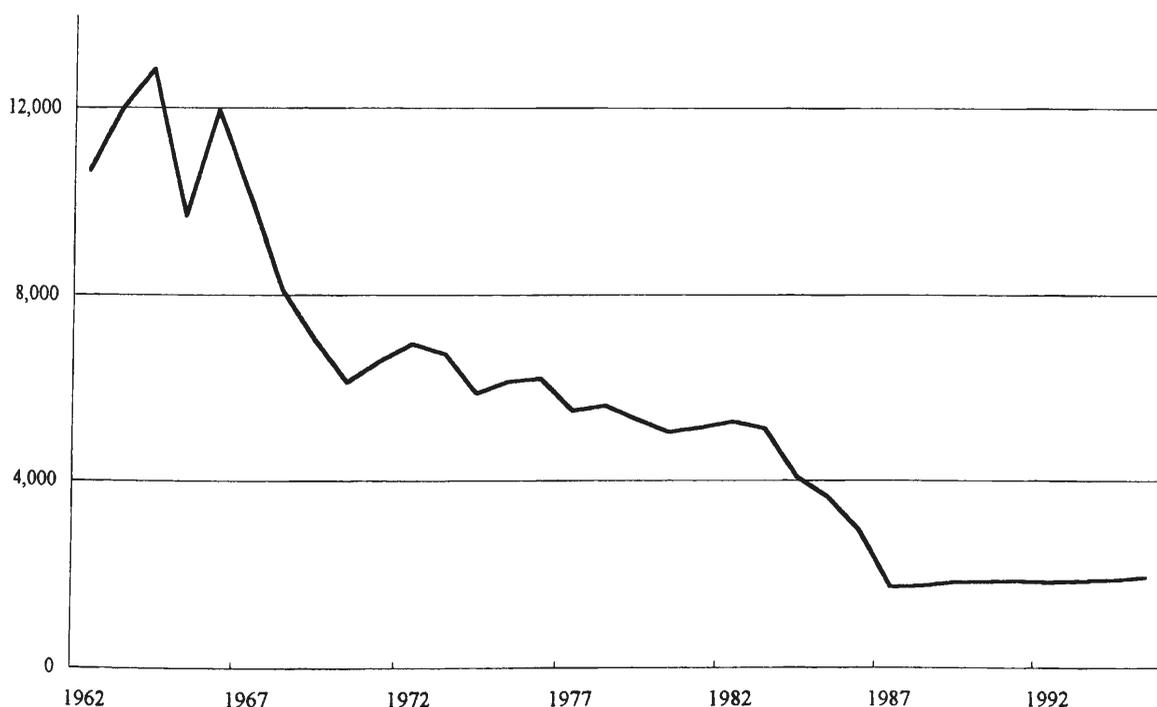
らの伐採収入 P_1 と高齡林からの伐採収入 P_2 の相対的な大きさに依存する。しかしそれだけではなく、 C の大きさもこの選択に影響を与える。図I-5に見られるように、通常、大径木の単価は小径木の単価を上回り、林木の生長も考慮すれば、 $P_1 < P_2$ であり、図中では個々の林分は45度線の上側に位置すると考えられる。そこで、まずある林分が45度線と(ii)と(iii)の境界線に挟まれた(ii)の領域にあったとしよう。するとこの林分については短伐期が最適選択であるが、 P_1 と P_2 の比率はそのまま C が上昇した場合、この林分の位置は原点に向かって進み、ついには境界線を越えて(iii)の領域に入り、長伐期が最適な選択となることが分かる。これは若齡林と高齡林の相対的な価値が不変でも、造林費用が上昇すると、将来の造林費用負担を嫌い、植伐の間隔を伸ばそうとして、長伐期が選ばれることを表している。

さて、4期にわたる堀内家の伐採行動の変化と、(1)、(2)で見た木材価格の動向を、以上のモデルに当てはめて整合的に理解しようとするれば、価格環境の変化によって、堀内家の代表的な所有林の位置が、図中の○点を矢印の方向で移動していったのではないかと考えることができる。第1期から第2期にかけての変化は1つ目の矢印で表される。この間、実質木材価格は下落し、従って、矢印は左下を向くが、径級間相対価格は、若齡林からの伐採収入を高齡林からの伐採収入と比べて相対的に引き上げるように作用した。その結果、林分の位置は、境界線を越えて45度線に近づき、第2期には短伐期が選択されたのだと考えられる。次に第2期から第3期へかけては、実質木材価格が下落するとともに、径級間相

対価格は高齢林伐採収入を相対的に増やすように変化した。これらの動きは直前で述べたように、両方とも、長伐期を促す効果を持ち、実際、堀内家の伐採行動は第3期には長伐期に傾いた。続く第4期への伐採行動の変化は、100年生を越える高齢での森林の価値成長に期待した、さらなる長伐期化と取ることもでき、林齢2以上での価値成長がないと仮定した上のモデルの枠組みを越えた動きと解釈することもできるが、モデルの枠内では、実質木材価格の下落が続き、ついには、伐採した場合の造林費用負担を嫌って伐採を行わない(i)の領域に入ったと考えることができる。

この第3期から第4期へかけての伐採行動の変化と、その前の第2期から第3期への伐採行動の変化については、それが経営のリストラクチャリングと同時に進んだことを、当主の証言と雇用労働者数の推移についての資料から知ることができる。

表I-3と図I-8は資料の得られた1962年以降の堀内家の年間雇用人工数の推移を示している。雇用量は1960年代後半から減少を始めている。表には、月別の雇用人工数の変動を見た変動係数の推移も示しており、1960年代後半には変動係数の値が小さくなり、その後安定していることが読みとれるが、これはこの時期に作業員を専業労働者に限ることで経営規模の縮小が行われたことを表している。第2期から第3期へかけては長伐期化が進んだが、これは、造林の間隔をあげることを意味するから、造林の



図I-8 堀内家の年間雇用人工数

資料：堀内家経営資料

表I-3 堀内家の年間雇用人工数、
人工数の月変動、作業員数

	年間人工数	人工数の月変動 (変動係数)	作業員数
1962	10,643	0.28	-
1963	11,963	0.32	-
1964	12,831	0.26	-
1965	9,670	0.21	-
1966	11,942	0.23	-
1967	10,067	0.28	-
1968	8,113	0.31	-
1969	7,013	0.27	-
1970	6,120	0.15	-
1971	6,571	0.17	-
1972	6,943	0.10	-
1973	6,720	0.09	-
1974	5,865	0.15	-
1975	6,124	0.13	-
1976	6,185	0.10	-
1977	5,499	0.11	-
1978	5,600	0.07	-
1979	5,314	0.10	-
1980	5,029	0.08	-
1981	5,131	0.13	-
1982	5,259	-	24
1983	5,108	-	24
1984	4,083	-	15
1985	3,652	-	15
1986	2,924	-	12
1987	1,715	-	9
1988	1,733	-	7
1989	1,812	-	7
1990	1,815	-	7
1991	1,840	-	7
1992	1,804	-	7
1993	1,842	-	7
1994	1,862	-	7
1995	1,919	-	7

資料：堀内家経営資料

ために必要な雇用量は減ることになる。そこで、この時期の長伐期化は、雇用量の削減と並行して進められたのである。

その後、70年代から80年代の初めまでは、実質木材価格の下落は続いていたものの、堀内家では雇用人工数の減少は緩やかであった。この時期、雇用人工数の減少は高齢労働者の自然なリタイヤによるものだけで、積極的なリストラは行われなかったものと推測できる。そして、先に見たように、70年代に入ってから80年代前半までは伐採齢分布も安定していた。60年代後半のリストラクチャリングの結果、その後15年ほどは、50年生から70年生を中心とする主伐を収入源に比較的安定した経営が行えたのではないかと考えられる。

しかし、その間にも実質木材価格は下落を続けていたわけで、経営を取り巻く環境は一層厳しさを増していた。そこで、1982年に経営者が代替わりしたのをきっかけに経営体制の見直しが行われ、5年ほどかけて再度大幅な経営縮小が行われ、同時に、伐採方針も大きく変わることになる。この時には、表I-4の右端の列に示しているように、作業員数を短期間に大きく減らしている。これは、作業員の多くが高齢でリタイヤする時期に来ていたという事情もあったものの、雇用者側が積極的に人員削減を進めたからである。そして、それと同時に、伐採に関しても大きな方針転換が行われた。すなわち、堀内家の林業経営は、主伐収入で経営を回転させていくという形態から、できるだけ主伐を避け、間伐収入で賄える範囲内で保育を続けていく経営へと、経営方針を大きく転換したのである。この方針転換が第4期の伐採齢分布となって表れたことは明らかである。従って、この伐採行動の変化は、少なくとも経営者本人の感覚からは、さらなる長伐期化というよりも、森林の価値が図I-7の(i)の領域に入ったことへの対応と捉えられているのである。

以上のように、第2期から第3期を経て第4期にかけての伐採齢分布の変化は木材価格の変化に対応すべく、2段階のリストラクチャリングとともに起こったものであると考えられる。60年代後半に行われた初回のリストラクチャリングでは、伐採齢分布の高齢へのシフトが行われると同時に、それに合わせて雇用人工数の削減が行われた。そして、実質木材価格が一層下落し、さらに経営環境が厳しくなった80年代中頃の2回目のリストラクチャリングでは、当面は主伐を行わず、間伐収入で現有林分の保育を行っていく方針が採られ、それに合わせて、再度大幅な経営規模の縮小が行われたのである。

1.6 結び

三重県檜田川流域で林業経営を営む堀内家を事例に、伐採齢分布の時系列変化を分析した。その結果、十年、あるいは数十年単位で伐採齢に変化が見られることが明らかになった。また、その変化が、

木材価格の動向への経営対応として理解できることを、動的計画法を用いた伐期選択モデルに依拠しながら、述べた。伐採齢の分布に影響を与える木材価格の動向としては、径級間相対価格、また実質木材価格の動向が重要であると考えられた。径級間相対価格の変化は長伐期化、または短伐期化をもたらし、1960年代から続いている実質木材価格の下落は伐採後の再生林を嫌って、伐採を先送りする行動を導くと考えられた。

2 森林保有規模と伐採行動 —伐採齢分布の横断面分析—

2.1 はじめに

産業としての林業の特色の1つに、林業経営体の森林保有規模に大きなばらつきがあり、規模に応じて経営行動も多様であることがある。このような多様性はとりわけ、1960年に農林漁業基本問題調査会による「林業の基本問題と基本対策」が特に小規模な林家の家族経営的林業を取り上げて、林業の活性化、発展における重要な担い手と評価したことから注目を集めるところとなり、その見解の是非について議論を呼んだ(福島, 1983, 53-56)。さらに、1960年代からは農林業センサスを初めとして林業経営体に関する統計が整備されたことから、これらの資料に基づいて、林業経営体の森林保有規模階層間での経営行動の違いに迫ろうとする研究が数多く現れた。

伐採の活発さについても、保有規模による格差を検討しようとする研究が行われ、そこでは、土地生産性もしくは伐採性向という概念が用いられた。1971年林業動態調査を資料とする赤羽(1978)や1990年センサスを資料とする堺(1993)は31年生あるいは40年生以上の人工林保有面積に対する伐採面積を伐採性向の指標とし、伐採の活発さを測ろうとした。また、1960年センサスを分析した熊崎(1963)や1960年センサスから1985年林業動態調査までを対象とした飯田(1988)は保有森林面積単位当たりの用材生産量や林産物販売額を土地生産性、あるいは土地生産力を測るものと考え、階層間比較の材料とした。伐採が可能と考えられる保有林の面積を分母とする伐採性向に対し、こちらは保有森林全体の面積に対する伐採活動の水準をもってその経営の土地生産性を見る指標としたのである。

これら先行研究の結果についても触れておくと、赤羽は小規模層において伐採が活発なことを見だし、大規模層には財産保持的性格があると推論した。一方、堺は伐採の活発さに保有規模による格差は見いだせないとしている。また、飯田は80年代には小規模層の土地生産力が下がり、規模による格差が開いたことを見いだしたが、これについて飯田は、大規模層ほど成熟した森林を多く抱えているからであり、資源が成熟すれば小規模層も同じ水準に到達できるのではないかと考察している。また、熊崎は土地生産性の階層間格差が地域によって異なる傾向を示すことを見いだした。先進林業地域である東海地方などでは大規模層の土地生産性が小規模層と比べて高いが、後進地域である東北地

方などでは、むしろ土地生産性のピークが5-10ha所有層にあることを見いだした。熊崎はこの結果を踏まえて、先進林業地域ではより早くから人工造林を初め、成熟した資源を抱える大規模層が土地生産性において優位だが、そのような資源蓄積の差がなければ、後進地域でそうであるように、大規模層の土地生産性が高いとは言えないと結論づけている。このように、伐採性向や土地生産性についての指標に基づいたこれまでの研究は、大規模層で伐採が活発に見えてもそれは成熟した資源を多く抱えているからであり、保有する資源の状態に差がなければ、伐採の活発さには違いがないか、あるいは赤羽のように、むしろ大規模層に伐りおしみがあがるのではないかとする見解に到っている。

本章もやはり保有規模による伐採行動の違いを捉えようとするものではあるが、これらの先行研究とは3つの点で異なっている。まず第一に、上記の既存研究が全国統計を用いているのに対し、1つの小流域の森林簿と伐採記録というミクロなデータを用いている。従って、一般性には欠けるものの、伐採行動の階層間格差を知る上で関連する状況を掴みやすく、周辺の資料を用いた考察が可能となった。第二に、伐採性向や土地生産性といった指標に基づいた先行研究に対し、ここでは伐採齢分布を推定し、その分布が階層間でどのように異なっているのかを取り上げる。伐採齢分布の位置や形状は伐採性向や土地生産性と密接に関連しているが、より豊富な情報を含んでいると考えられる。そして、伐採性向や土地生産性を用いた、どれくらい活発に伐採を行っているかという議論から、伐採齢分布を用いた、どれくらいの林齢で伐採が行われているかという議論に移ることで、同じ現象に対する説明の与え方も変化する。林業経営体が活発に伐採しているか、いないかの違いは、見方を変えれば、今伐採するのか、それとも後で伐採しようとするのかの違いであり、そのように考えることで、より的確に伐採行動の背後にある論理を理解できることがあると考えられる。そこで3つ目の違いとして、本研究では伐期選択モデルを用いて分析結果に対する解釈を与え、林業経営体の伐採行動に迫ることを目的としている。

2.2 研究対象と方法

研究対象地として徳島県那賀郡上那賀町古屋川流域を選んだ。古屋川是那賀川の支流であり、古屋川流域一帯是那賀川上流に広がる木頭林業地帯の一角をなしている。研究対象地を選定するにあたり、2点を考慮した。1つは、現在のように木材価格の低迷で伐採が落ち込んでいる中でも、ある程度伐採が見られ、分析の対象として意味のある地域であること、もう1つは、経営体の属性による伐採行動の違いを検討できるように、林業経営体の構成が保有規模などの点においてある程度バラエティに富んでいることであった。古屋川流域はこのような条件を備える地域として選定した。

木頭林業地帯は藩政期から天然林の開発が盛んに行われ、明治中期からは人工造林が展開した先進林業地である。また、こうした林業の展開が主に那賀川下流の木材問屋や製材業者によって主導されたという特徴を持つ地域である。そのため、木頭林業地帯は現在でも下流業者の流れを汲む大規模不在村地主による林野所有が卓越しており、古屋川流域もその例に漏れない。古屋川流域における林業経営、林業の展開と土地所有の変遷については過去に包括的な研究が行われ、四手井・半田(1969)にまとめられている。その中の1章で有木(1969)は、古屋川流域の森林所有の変遷について1890年(明治23年)以降の土地台帳を分析し、明治末期までには村外の商人らによる大規模森林所有がほぼ完成されたことを明らかにした。有木は古屋川流域の深森集落と谷山集落を取り上げ、深森集落では1965年に集落在住者の所有する面積が全森林面積の40%であるのに対し、1910年(明治43年)にはその比率が既に46%にまで下がっていたこと、また、谷山集落では1965年の集落在住者所有比率が2%であるが、1910年には既にその比率が4%であったことを明らかにした。さらに有木は、古屋川流域に見られる村外所有について、古屋川の中流に位置する深森では村外所有の多くが那賀川下流の木材問屋・製材業者によるものであるのに対し、古屋川上流の谷山の場合、日用品の供給を峠を越えた太平洋側の海部郡の商人に依存しており、これらの商人に早くから山林が集積したため、村外所有が海部郡の地主によるものと那賀川下流の木材問屋・製材業者によるものの両方からなるとした。また、深森と谷山で大きく在村者による所有比率が違うことに関して、深森では明治から大正、昭和にかけて下流商人の棟梁、買子として活躍する中で自らの所有面積を拡大した在村所有者が数人見られたことに触れている。

分析に用いる資料は徳島県林業振興課森林計画係と徳島県阿南農林事務所林務課から提供を受けた。初めに地域森林計画の森林簿から古屋川流域の23～73林班と93～106林班の2,400林分、4,697ha分について1997年時点での資源の現況と所有者に関する情報を得た。なお、このうち一部は大字水崎に属し、水崎は厳密には古屋川の流域ではないが、隣接し、所有者の顔ぶれも重なりが多かったので、研究対象に含めた。

この対象地域の中での近年の伐採状況を知るために2種類の資料を利用した。主に用いたのは県の森林計画係が森林計画策定と森林簿の改訂のための資料としてまとめている森林計画実行結果異動調査書(以下、異動調査書と略)である。この資料は造林検査の結果などをもとに伐採、更新の事実を把握するためのものであり、更新の起こった林分とその所有者、伐採された樹種、齢級(もしくは林齢)、造林樹種などが記されている。この地域を管轄する木頭森林組合の造林事業担当者から、これまでに対象地域の中で伐採後造林が行われなかったところはほとんどないとの証言が得られたので、

この資料によって、伐採、更新の状況をほぼ完全に把握できると考えられた。この資料は1990年以降のものが保管されており、1990年以降の造林分についての資料が得られた。そして、1990年に造林された林分は1989年に伐採が起こったものと見なし、1989年から1997年を観察期間とし、この9年間の伐採の発生について分析することとした。さらに、伐採の状況を知る補完的な資料として、森林計画制度に基づく伐採届けを用いた。

このように森林簿、異動調査書、伐採届けによって9年間の伐採更新状況を調べたが、これらの資料の精度は必ずしも高くなく、それぞれの資料の間に伐採、更新の事実に関して不整合が見られることがあった。その場合次のように処理した。まず第一に、異動調査書や伐採届けが更新の事実を記載しているのに、森林簿にはそれに該当する若齢林分が見あたらない場合があるが、この場合は、更新が実際に行われていないのに、異動調査書や伐採届けが作られることはあり得ないと考えられるので、森林簿の精度が低いものと考え、異動調査書や伐採届けの事実があったと見なし、森林簿に新たなデータを付け加えることで処理した。また、更新された面積について資料間で不整合がある場合は、造林検査に基づく異動調査書が最も正確であるとみなし、逆に、伐採届けはあまり精度が高くないと考えられたので、異動調査書、森林簿、伐採届けの順に信頼が置けると考えた。また、伐採された森林の林齢あるいは齢級については、伐採後の時間が経過してからの調査である異動調査書より、伐採届けの精度が高いと考え、その数値を採用した。なお、資料によって林齢が記載されている場合と齢級しか分からない場合があったので、最終的には全て齢級を単位に資料を揃えた。以上の方針を基本に、場合によっては木頭森林組合の造林担当者の記憶を頼りに資料間の調整を行い、観察期間の期首1989年における齢級構成とその後の9年間における伐採の発生の有無、タイミングについての資料を揃えた。

その上で、対象地域内には国有林はなかったが県有林などの公有林があったので、それらを除外し、私有林だけに対象を限った。また、地域内で約90%を占めるスギの人工林だけを対象とし、それ以外の樹種も除外した。その結果分析対象となったのは、1989年時点で1,956林分、4,270haであり、観察期間の9年間にそのうちの138林分、301haが伐採されていた。

次に、これらの森林を保有する林業経営体について、その属性を表す情報として森林保有規模と経営体の所在地の特定を試みた。森林の所有名義人は森林簿などから分かるが、所有名義人が異なっても同一の経営体に属すると見なすべき場合があるから、県森林計画係の職員と木頭森林組合職員に依頼して、リストアップされた所有者の経営体単位への名寄せを行ってもらった。その結果、428人の所有者（地方自治体や法人を含む）を295経営体にまとめることができた。次に、これらの経営体について森林保有規模を知るために、徳島県那賀・海部川流域森林計画区における428人のそれぞれの保有面

積を集計し、それを経営体単位にまとめ、経営体の保有面積とした。従って、計画区外において保有される森林については集計できていないが、それに該当するケースは一部の超大規模所有を除いてほとんどないと考えられ、計画区内の面積だけで各経営体の保有規模を区別するのに十分と考えられた。また、経営体の所在地は森林簿の記載をもとに名寄せの際に確定した。そして最後に、これら経営体に関する情報を、先にまとめた資源に関する情報に付け加え、データを揃えた。

このデータから保有規模や経営の所在地がその経営が所有する森林の伐採齢分布にどのような影響を与えるかを分析するために、データから保有規模の階層や所在地の分類ごとに伐採齢分布を推定した。これには、保有規模や経営所在地のカテゴリごとに、Kaplan-Meier法を用いてノンパラメトリックに生存確率分布を推定し、比較する方法を採った。生存確率は、伐採齢 T を確率変数と見なし、それについて、

$$S(t) = \Pr(T \geq t)$$

と定義され、伐採齢が t かそれを上回る確率を表す。Kaplan-Meier法を応用して、生存確率関数を推定する具体的手順は、2.2.1で説明したものと同じである。また、経営体カテゴリ間での伐採齢分布を比較する中で、伐採強度の大小関係を知りたい場合、補助的にProportional-Hazard Model (PHM)を用いた。この方法は、確率変数 T に関して次のように定義される危険率 (Hazard) 、

$$h(t) = \frac{\Pr(T = t)}{\Pr(T \geq t)}$$

が共変量 x に依存して、

$$h(t) = h_0(t) \exp(\beta x)$$

と書けることを仮定して、パラメータ β を推定する方法である。本研究では共変量 x に経営体カテゴリを示すダミー変数を用いることで、属する経営体のカテゴリによる危険率の大きさの比を推定しようとした。PHMの詳細については、Kalbfleisch and Prentice (1980)、Lawless (1982)などを参照されたい。また、本研究の第II部第2章は、PHMの共変量に地域林業の状態を表す変数を用い、それらと地域の年齢構成表から導かれる伐採齢分布との関係进行分析したものであるが、そこで用いた推定の手順についてはII.2.2にまとめたので、あわせて参照されたい。

2.3 経営体の森林保有規模および所在地と伐採齢分布

分析対象となった古屋川流域の私有のスギ人工林4,270haは277の経営体に保有されていた。まず初めに、表I-4はこの277経営体の森林保有規模と所在地を見たものである。ここで所在地の分類は次のように行った。まず、那賀川の鷲敷町から上流域は木頭林業地帯としてまとめられるので、これを那賀奥

表I-4 調査対象経営体の森林保有規模と所在地 単位：個、%

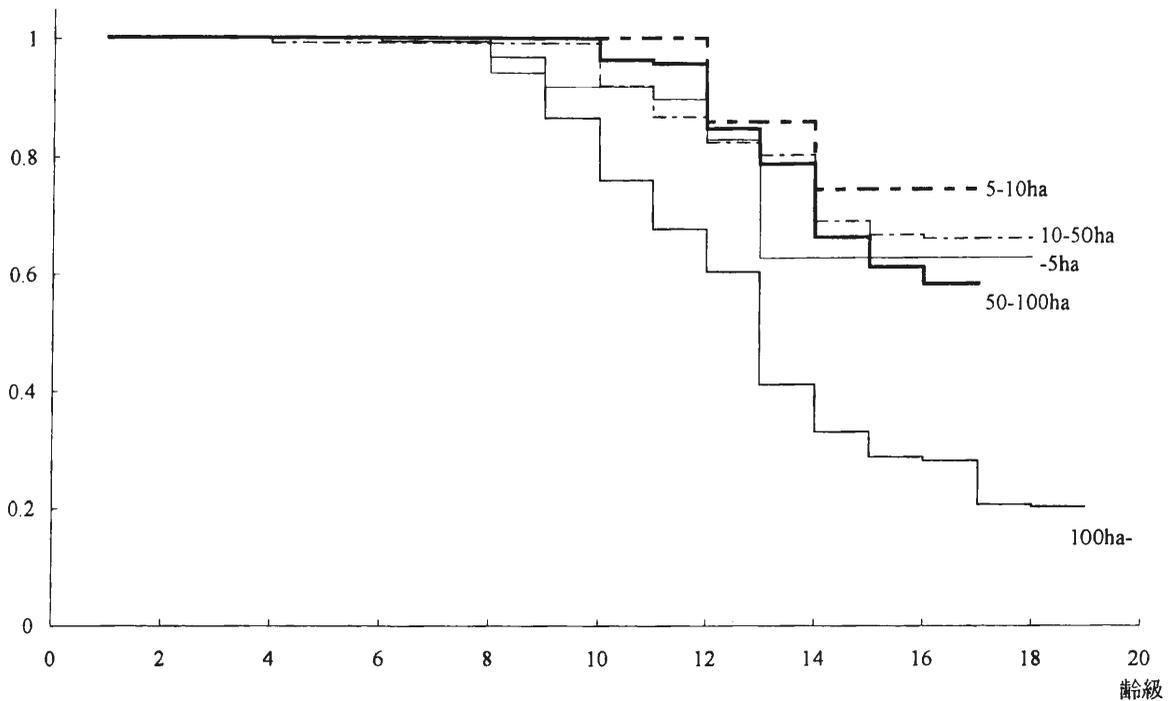
	那賀奥	下流	海部	徳島	計	規模別%
～5ha	78	28	6	16	128	46
5～10ha	23	10	2	5	40	14
10～50ha	34	11	7	16	68	25
50～100ha	7	4	6	4	21	8
100ha～	4	6	4	6	20	7
計	146	59	25	47	277	100
所在地別%	53	21	9	17	100	

表I-5 経営体の規模・所在地別保有面積 単位：ha、%

	那賀奥	下流	海部	徳島	計	規模別%
～5ha	98	54	16	20	188	4
5～10ha	120	38	11	23	192	4
10～50ha	481	148	159	239	1,027	24
50～100ha	158	125	248	175	706	17
100ha～	543	754	442	418	2,157	51
計	1,400	1,119	876	875	4,270	100
所在地別%	33	26	21	20	100	

グループとした。実際には、そのほとんどは上那賀町内に在住するいわゆる在村の所有者で占められている。規模別の区分から分かるように、このグループでは小規模層の比率が高いが、大規模な経営も若干見られる。先に見たとおり、この在村大規模経営には下流業者の買子や棟梁を務めていた家が多い。次に、前節で見た通り、古屋川流域の森林の大半は明治期以降、那賀川下流と海部郡の商人、木材問屋、製材業者によって所有されてきた。そこで、那賀川下流の羽ノ浦町、那賀川町、阿南市と小松島市を下流グループとしてまとめ、海部郡も別の1グループとした。最後に、これらの地域以外に所在する経営体は全て徳島市とその周辺の町に所在していたので、これをもう1つのグループとした。このグループにはもともと在村の所有者であったものが、徳島市またはその近郊に移住した場合や、あるいはもともと那賀川下流で木材問屋や製材業を営んでいたが高度成長期に木材業から手を引き、徳島市へ出て主業を他業種へと転換した大規模所有などが含まれる。

表I-5は経営体の保有規模と所在地について前表と同じ分類を用いて、分析対象4,270haの保有面積を見たものである。所在地別の割合を見ると、那賀奥の経営体が保有する分は33%しかなく、不在村所有が卓越していることが分かる。不在村所有は下流、海部、徳島の各地域に分散している。また、規模別の割合を見ると、表I-4の個数割合では7%であった100ha以上層が約半分の面積を所有している。中でも最も保有面積が集中しているのは下流所在の100ha以上層であった。

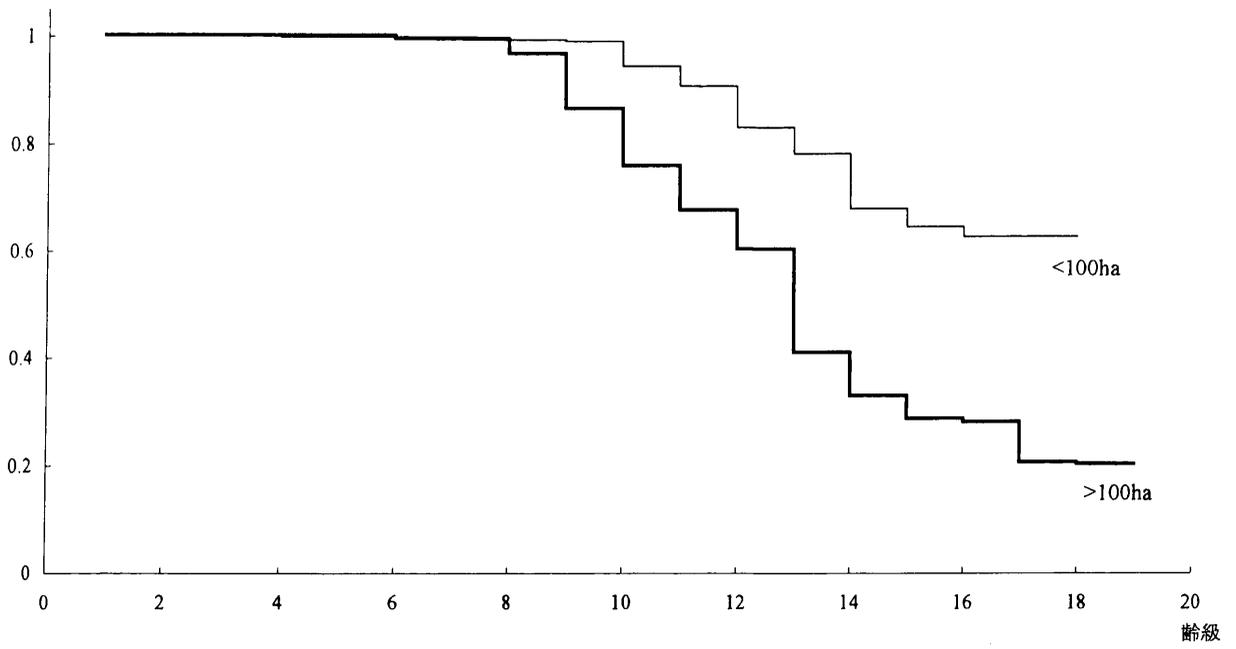


図I-9 保有規模別伐採齢分布(1)

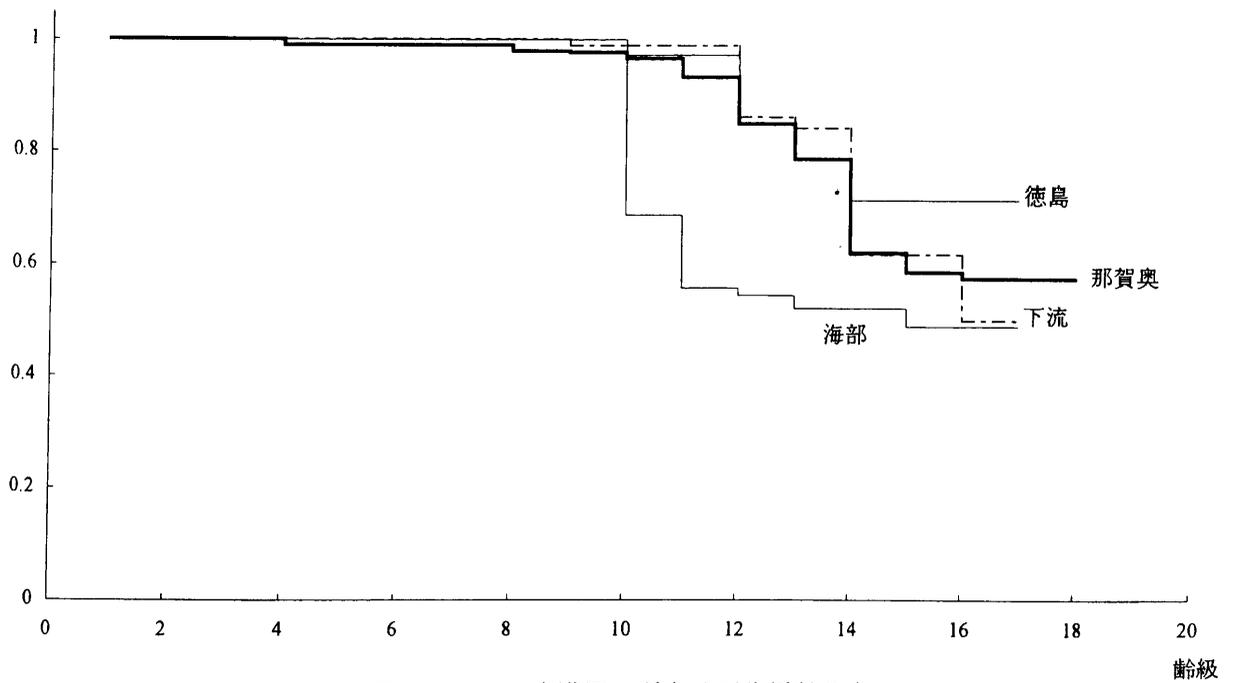
次に、経営体のカテゴリーごとにKaplan-Meier法で生存確率曲線を推定し、比べた。まず初めに、図I-9は保有規模別の5分類のそれぞれについて生存確率曲線を推定した結果である。これを見ると、100ha未満の各階層では伐採齢分布にはっきりとした違いは見られない。いずれも10齢級辺りから伐採が始まり、観察できた17、18齢級までに3、4割の森林が伐採されるという傾向ではほぼ一致している。4つの階層のうち違いが大きいのは5ha未満層と5～10ha層とであるが、しかし例えば、保有規模が大きくなると伐採齢分布が若齢に偏るといった傾向的な違いは見いだせない。また、5ha未満層と5～10ha層の保有面積は表I-6に示されているように観測対象の4,270haのそれぞれ4%ずつを占めるに過ぎず、該当する観測面積が少ないことから、ばらついているのではないかと考えられ、生存曲線の位置、形状に100ha未満の4階層では差がないものと考えられた。

これに対し100ha以上層は明らかに他の階層と異なった伐採齢分布を示した。そこで、100ha未満の経営体を1まとめにし、100ha未満層と100ha以上層とを比べたのが図I-10である。伐採が始まる齢級も比較的若く、観測された19齢級に至るまでに3/4の森林が伐採されているなど、100ha以上層の伐採齢分布は明らかに若齢に偏っている。参考として、18齢級を越えて生き延びる確率の推定値を比べると、100ha以上層の保有林では0.20であるが、100ha未満の経営体に保有されている場合0.63である。

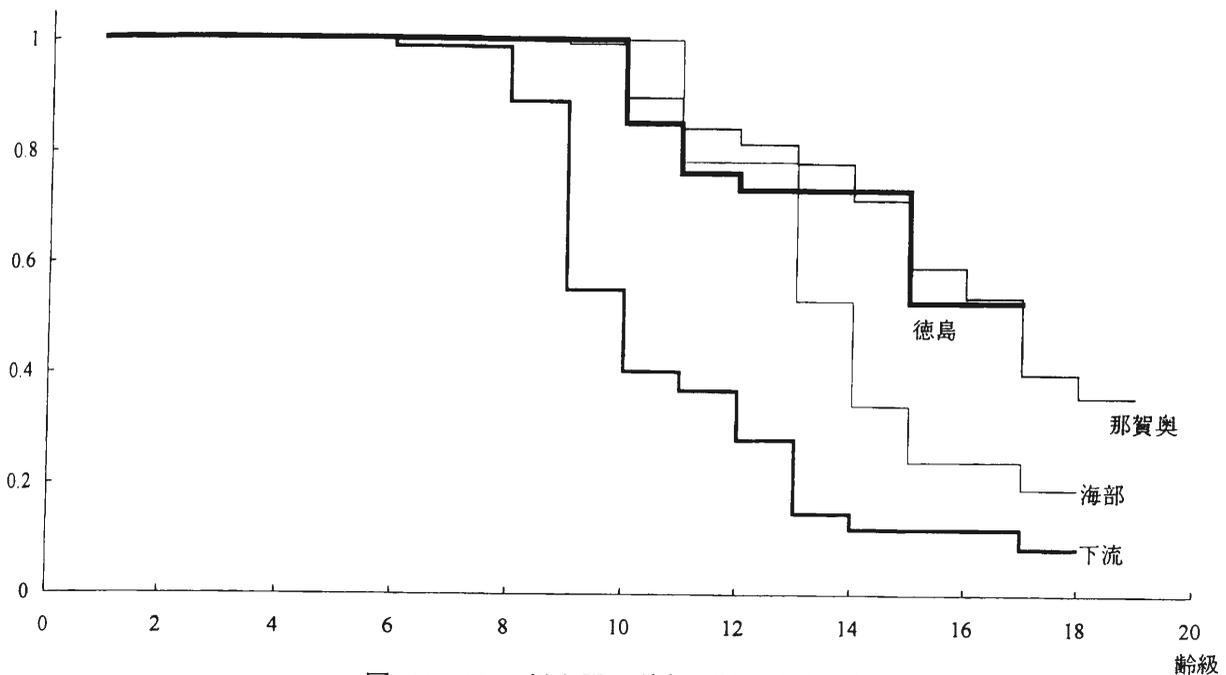
次に、100ha未満層と100ha以上層のそれぞれについて、所在地グループ別に生存確率曲線を比べたの



図I-10 保有規模別伐採齢分布(2)



図I-11 100ha未満層の所在地別伐採齢分布

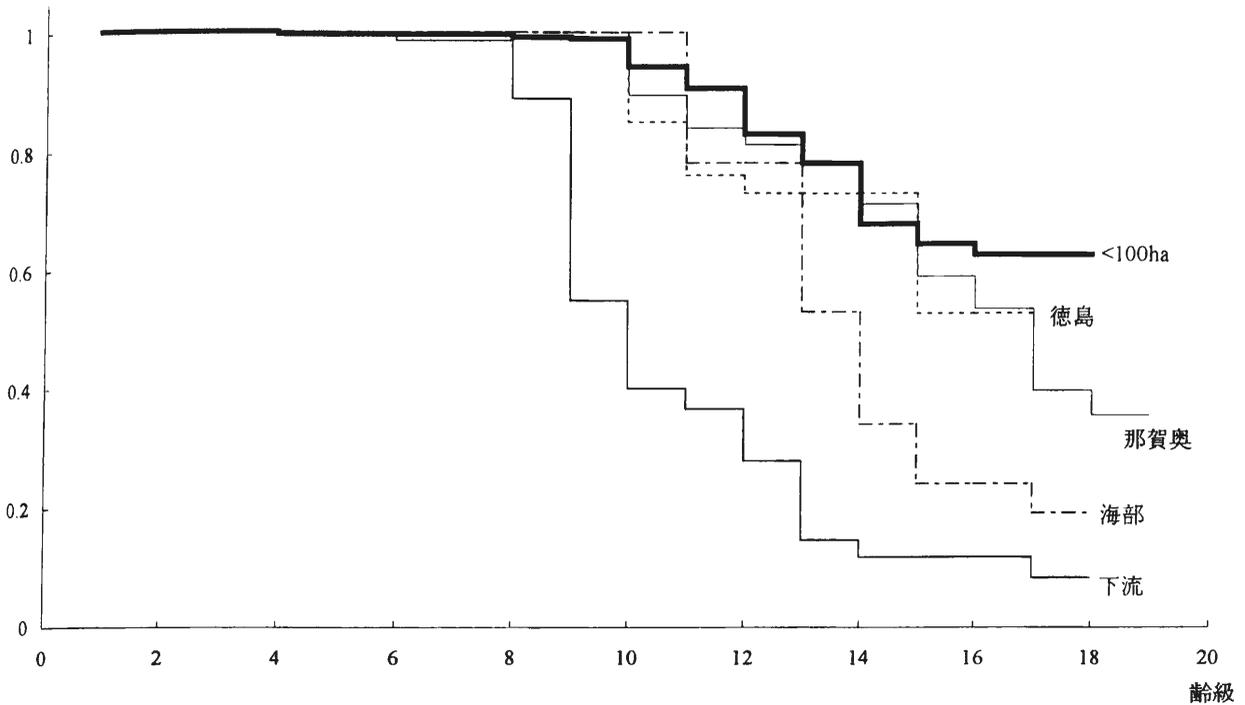


図I-12 100ha以上層の所在地別伐採齢分布

表I-6 所在地と保有規模階層別平均保有規模(ha)

	100ha未満	100ha以上	計
那賀奥	10	186	15
下流	12	592	71
海部	30	332	78
徳島	18	456	74
計	13	418	42

が図I-11、12である。100ha未満層では海部グループを除けば、所在地による分布の差はほとんどない。海部グループの100ha未満層は表I-4に示されているとおり個数が少なく、また、その平均保有規模は表I-6から読みとれるように、他のグループの100ha未満層と比べ大きいため、大規模経営の性格が若干現れたのではないかと見られる。これを除外して考えれば、100ha未満層の伐採行動に地域差はない。これに対し、図I-12に示されているように、100ha以上層の伐採行動は地域によってかなり異なる。図I-13は100ha未満層全体と100ha以上層の各所在地グループの生存確率曲線を比べたものである。高齢部分で



図I-13 100ha未満層と所在地別100ha以上層の伐採齢分布

違いが見られるものの、那賀奥グループと徳島グループの100ha以上層は100ha未満層とかなり似通った伐採齢分布を持っていることが分かる。それと比べ、海部グループと下流グループの100ha以上層では明らかに100ha未満層と異なる伐採行動が見られる。特に下流グループ100ha以上層の生存確率は8年齢級から13年齢級の間で急激に落ちており、その形状においても際だった特徴を見せている。なお、ここで8～9年齢級と比較的若齢において活発な伐採が見られるが、これは、この地域にはこれらの年齢級での伐採から出材されるスギ中目材を足場板や一般建築用の板材に挽く製材工場が多く集まっており、このような年齢級での伐採から生産される素材に対する需要が比較的大きいことによるものと考えられる。

表I-7は、図I-13で見た5つのカテゴリー間での伐採齢分布の違いを伐採強度の違いと見た場合に、どれだけの差があるかを推定したものである。具体的には、比例危険率を仮定し、各グループの100ha以上層に対応する4つのダミー変数を共変量とするPHMを推定して、各グループの100ha以上層が100ha未満層全体と比べ、危険率、従って伐採の強度がどれだけの倍率で違っているかを見た。ここで、比例危険率の仮定(II.2.2参照)はサンプルにおいて必ずしも満たされておらず、PHMの当てはめは十分に満足のいくやり方ではないが、伐採強度の違いを要約的に示すためにこの分析を行った。危険率は、ある年齢級に到った森林のうちどれくらいの割合が伐採されるかを表すものであるから、これは赤羽や塚の分析で用いられた伐採性向の概念とさきわめて近く、表中の数値は各グループの100ha以上層の伐採

表I-7 伐採危険率の階層間格差

	各グループ100ha以上層の危険率の100ha未満層（全体）の危険率に対する比
那賀奥	1.280
下流	4.824
海部	2.749
徳島	1.186
100ha以上層全体	2.886

注：PHMにより推定。

性向が100ha未満層の伐採性向と比べてどれだけ大きいかを示したものと理解できる。この結果からも那賀奥グループと徳島グループの100ha以上層は100ha未満層とあまり変わらないのに、海部グループや下流グループの100ha以上層は活発な伐採を行っている特徴づけられる。特に下流グループの100ha以上層の保有林は100ha未満層の保有林より各年齢級において4.8倍も伐採される（条件付き）確率が高い。なお、所在地グループで分けずに、100ha以上層を1まとまりとして100ha未満層との危険率の違いを推定すると表の最下段に示したとおり、100ha以上層の伐採は約2.9倍活発であるとの結果が得られた。

以上のことから、経営体の保有規模による伐採行動の違いは、100ha程度を境に起こり、それより保有規模の大きな層ではより若齢での伐採が活発であること、しかし、大規模層の活発さも所在地により異なっており、下流グループに属する木材問屋・製材業者の流れを汲む経営や海部郡の牟岐商人の流れを汲む経営体で活発な伐採が見られること、特に下流の大規模経営体では従来から木頭林業地帯で伐期とされてきた40年生程度での伐採が目立つことが明らかとなった。

この結果は、全国統計を用いて、保有資源の成熟度合いの違いを考慮すれば、規模階層間で伐採行動に大きな違いが見られないとした熊崎、飯田、堺や、むしろ大規模層の伐採が不活発であることを見いだした赤羽の結果とは大きく異なるものである。従って大規模層の活発さは木頭林業に特有の状態であるとするべきかもしれないが、これを日本林業に一般的な状態と見ることはできないが、このように個々の地域においてみれば、保有規模や所在地によって表される経営のタイプの違いが伐採行動に大きな違いをもたらすことがあり得ることが示された。

ところで、先行研究はいずれも大規模層は成熟した資源をより多く持つために、伐採が盛んなように見えるとしているが、今回のサンプルでは、表I-8に示すとおり1989年時点における100ha以上層の保有資源は100ha未満層のそれより未成熟であった。両階層の保有面積はほとんど変わらないが、年齢別に見ると100ha未満層の方が高齢級林分を多く保有していたことが分かる。しかし、表I-7の最下段で見

表I-8 保有規模階層別資源構成と伐採面積

	齢級別所有面積 (1989年)			計	伐採面積 (1989-1997年)
	1-7齢級	8-13齢級	14-18齢級		
100ha未満層(a)	1185	701	227	2,113	88
100ha以上層(b)	1380	620	157	2,157	213
b/a	1.16	0.88	0.69	1.02	2.42

たとおり100ha以上層は未満層に比べ2.9倍ほど伐採性向が高く、その結果、表I-8の最右欄に見るように観測期間中に100ha未満層の2.4倍の伐採を行っているのである。このことは、大規模層では活発な伐採活動が以前から引き続いて行われてきた結果、観測期間の期首において若齢林が比較的多く、伐採可能資源は限られていたにもかかわらず、活発な伐採が続けられたこと、反対に、小規模層では伐採が低調なため高齢級での蓄積が増えていたものの、伐採が依然低調に推移したことを示唆するものと考えられる。

2.4 伐期選択モデルによる理解

本節では、前節で見た保有規模や所在地による伐採行動の違いがどのような理由から生じたかについて考察を行う。土地生産性や伐採性向を分析した先行研究ではあまり保有規模による伐採行動の違いが見られなかったこともあり、その違いについて理論的な説明をほとんど行っていない。唯一、赤羽が伐採性向の階層間格差の理由を大規模層の財産保持的所有という経営体としての性格の違いに求めただけである。これに対し、今回の結果については、関連する資料と伐期選択モデルとを使って、観測された伐採行動の差異が生ずべき根拠を2点挙げることができる。

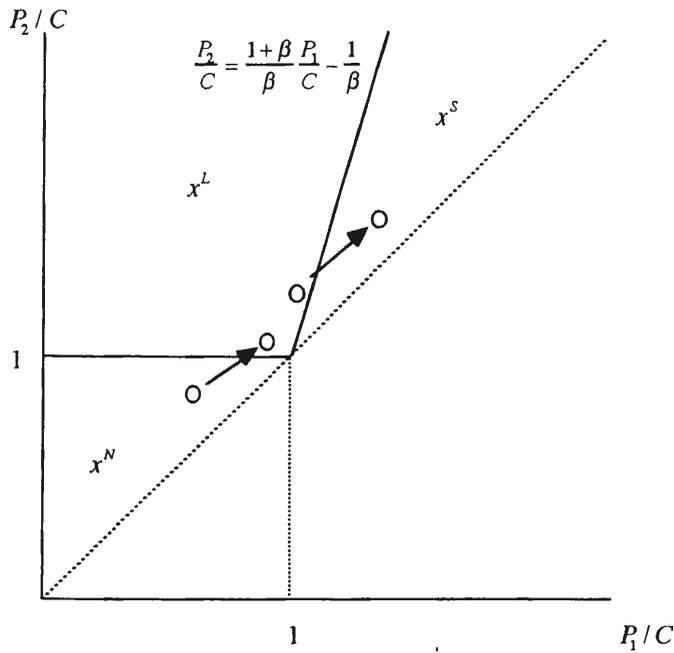
ここで考える伐期選択モデルは離散時間動的計画問題の解として林業経営体の伐採行動を理解するもので、前章で用いたものと同じである。簡単に説明するとそれは次のようなものである。まず、経営体は各時点 t で保有林を伐採する $x_t = H$ 、もしくは、しない $x_t = W$ のいずれかを選ぶものとする。伐採による収益は林齢 a_t が1の場合 P_1 、林齢 a_t が2以上の場合には P_2 とする。従って林齢2以上では林分の価値成長がないと仮定する。伐採された林分は費用 C をかけて直ちに再造林され次期には林齢が1に戻るとする。造林を放棄することはないものとする。また、計画期間を無限、1期当たりの割引因子を $\beta < 1$ とおく。この時、当期利得は経営者の選択と林齢の関数 $V_t(x_t, a_t)$ で表され、

$$V_t(H, 1) = P_1 - C$$

$$V_t(H, k) = P_2 - C \quad k \geq 2$$

$$V_t(W, k) = 0 \quad k \geq 1$$

であり、経営者の目的は、割り引かれた将来に渡る利得の最大化、



図I-14 伐出事業における生産性上昇が伐期選択に与える影響

$$\max_{x_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t V(x_t, a_t)$$

となる。また、 $a_0 = 1$ とし、初めに林齢1での伐採を行うかどうかという場面から問題が始まるとしよう。以上の設定のもとでは、この動的計画問題の解 x^* と最大化された利得 W^* は、パラメータの値により、

$$(i) \quad P_1/C \geq 1 \text{ かつ } \frac{P_2}{C} \leq \frac{1+\beta}{\beta} \frac{P_1}{C} - \frac{1}{\beta} \quad \Rightarrow \quad x^* = x^S \equiv (H, H, H, H, \dots)$$

$$W^* = W^S \equiv \frac{P_1 - C}{1 - \beta}$$

$$(ii) \quad P_2/C \geq 1 \text{ かつ } \frac{P_2}{C} > \frac{1+\beta}{\beta} \frac{P_1}{C} - \frac{1}{\beta} \quad \Rightarrow \quad x^* = x^L \equiv (W, H, W, H, \dots)$$

$$W^* = W^L \equiv \frac{\beta(P_2 - C)}{1 - \beta^2}$$

$$(iii) \quad P_1/C < 1 \text{ かつ } P_2/C < 1 \quad \Rightarrow \quad x^* = x^N \equiv (W, W, W, W, \dots)$$

$$W^* = W^N \equiv 0$$

となる。これらの解を $(P_1/C, P_2/C)$ 平面上に図示すると、図I-14のようになる。 $P_1 < P_2$ を仮定すると、個々の林分はこの平面上の45度線より上側のどこかに位置し、その位置によって経営体の最適行動は短伐期解 x^S 、長伐期解 x^L 、無伐採解 x^N のいずれかとなる。そして、経営体の伐採齢分布はその保有する林分の平面上での散らばりによって導かれるものと考えられることができる。

表I-9 保有規模階層別1林分当たり面積

	平均1林分当たり面積	
	全体	伐採箇所
～5ha	0.76	1.04
5～10ha	1.14	0.84
10～50ha	1.82	1.33
50～100ha	2.63	1.58
100ha～	3.05	2.92
那賀奥	1.54	1.15
下流	4.93	4.78
海部	4.25	2.83
徳島	4.31	2.03
保有規模階層計	2.18	2.18

注：所在地別は100ha以上層の細区分。

2.4.1 林分規模

さて、このモデルに即して、前節で見た伐採行動の差異が生ずべき根拠を2点挙げる。まず1つ目は、経営体のカテゴリー毎に、1林分当たりの規模にかなり差があるという観察に基づくものである。例えば、経営体の保有規模が大きいと、1林分当たりの規模も概して大きく、そのことが、100ha以上層の伐採が100ha未満層の伐採より若齢に偏っていたことの一因ではないかと考えられる。

表I-9は経営体の保有規模階層別に、1林分当たりの平均面積を見たものである。左の欄は1989年時点での全域についての平均であり、右の欄は観測期間中に伐採が起こった林分に限って平均を取ったものである。表から、経営規模が大きいほど、保有林の1林分当たりの規模も大きい傾向があることが分かる。特に、実際に伐採された林分だけについて見ると、100ha以上層と未満層との間で差が大きく、100ha以上層は大面積の林分を伐採できたものと考えられる。また、表I-9では100ha以上層については、所在地グループ別の1林分当たり面積も見ているが、1林分当たり面積の大きな下流グループから、小さな那賀奥グループまで差がある。このような経営体のカテゴリー間での1林分当たりの規模の違いは、これから述べるように、2点において伐採行動に影響を与えたのではないかと考えられる。

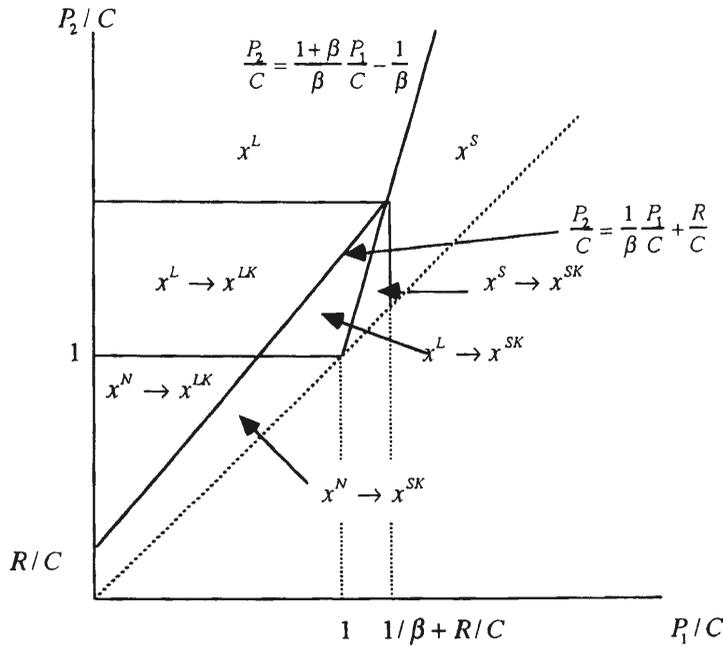
まず第一に、一度に伐採する面積が大きければ、伐出事業の生産性は上がり、よって、伐採によって得られる収益が伐採林分の林齢に関わらず上昇すると考えられる。この生産性の上昇が伐期選択に与える影響を見るため、収益の向上分を $\alpha > 0$ で表し、もともとの林齢1と2における収益が P_1 と P_2 であったものがそれぞれが $P_1 + \alpha$ 、 $P_2 + \alpha$ に変化したとしよう。この時、

$$\frac{P_2/C}{P_1/C} - \frac{(P_2 + \alpha)/C}{(P_1 + \alpha)/C} = \frac{\alpha(P_2 - P_1)}{P_1(P_1 + \alpha)} > 0$$

林齢8以下の面積	103.13
1林分当たり面積	
平均	7.37
最小	0.34
10%点	1.00
25%点	3.80
50%点	7.48
75%点	9.30
90%点	15.55
最大	18.92
総面積	188.27

であるから、この林分の($P_1/C, P_2/C$)平面上における位置は、元の位置より、右上方で、かつより45度線に近い場所に移動する。その場合、伐期の選択は、図I-14に示したように変化する可能性があるが、その変化のパターンは $\infty \rightarrow 2$ 、 $\infty \rightarrow 1$ 、 $2 \rightarrow 1$ の3つに限られ、伐採が断念されていた林分が伐採されるようになったり、より若齢での伐採が活発化することが導かれる。これは、伐採による収益が改善することで、その後の造林費用を差し引いても伐採することが正の収益をもたらすようになる場合があること、造林費用の大きさが相対的に減少することから、伐採間隔を1期おきから毎期に短めた方が望ましい場合があること、さらに、収益改善の効果がもともと収益の低い林齢1で高いこと、によるものである。

また、1林分当たりの大規模性はもう1つ別の効果を持ったと考えられる。それは、伐採される林分の面積が大きければ、その後の再造林を林業公社の分収造林によって行える可能性があったことによる。期末の1997年時点で研究対象地域内には緑資源公団の保有林はなかったが、徳島県林業公社の保有林があった。表I-10の通り、1997年時点で公社有林は188haあり、そのうち、1990年以降に植栽されたと考えられる林齢8以下の林分は103haあった。この分だけ観測期間内に分収造林に出された森林があったことになる。そして、103haについて1林分当たりの面積を見ると、平均が7.37haとなっているなど概して大きい。徳島県林業公社は原則として5ha以上の森林について分収契約に応じるが、既に分収造林を行った場所の隣接地などであれば、さらに小さな面積の場合でも分収契約を結ぶことがあることである。最小で0.34haのものもあるが、1林分当たりの面積は概して大きく、伐採後の再造林に分収造林が利用可能かとなると、大規模経営、特に下流グループや海部グループの大規模経営の伐採



図I-15 林業公社による分収造林が伐期選択に与える影響

箇所の方がその可能性が高かったと考えられる。

先のモデルを拡張して、分収造林が利用可能な場合の伐期選択を考えてみよう。分収契約を行えば、林業経営体は土地所有者となり、造林費用を負担することなく、伐採時に伐採収益の一部を得ることができる。その額の大きさは林業経営体には操作不可能な所与のものと考えてよいであろう。そこで、この分収契約に出した場合の土地所有者としての利得が、1期当たり R の地代収入で表されるとしよう。 $R \leq 0$ では分収契約に出す意味がないので、 $R > 0$ の場合を考える。この時、まず、経営体は伐採を行った後に造林費用を負担する必要がなく、むしろ土地所有者として正の利得が保証されているから、時点0で成立している森林の伐採は必ず行われる。伐採を林齢1で行い、分収に出す選択 x^{SK} から得られる将来利得の現在価値は、

$$W^{SK} = P_1 + \beta \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t R = P_1 + \frac{\beta}{1-\beta} R$$

で表され、また、林齢2で伐採を行い、分収に出す選択 x^{LK} が与える利得は、

$$W^{LK} = \beta(P_2 + \beta \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t R) = \beta(P_2 + \frac{\beta}{1-\beta} R)$$

となる。林齢2以上では森林の価値成長がないと仮定したことから、 W^{LK} は林齢3以上へ伐採を遅らせた場合の利得を必ず上回る。従って、伐採し分収に出すタイミングは林齢が1か2のいずれかでなければならず、経営体の最適行動は、 W^{SK} 、 W^{LK} と分収契約を利用しない場合の W^L 、 W^S 、 W^N との比較から、5つの選択肢うち最も高い利得を与える選択に決まる。図I-15はこれに基づいて、分収造林が利用可能になることでどのように最適選択が変化するかを図示したものである。この場合にも、生産

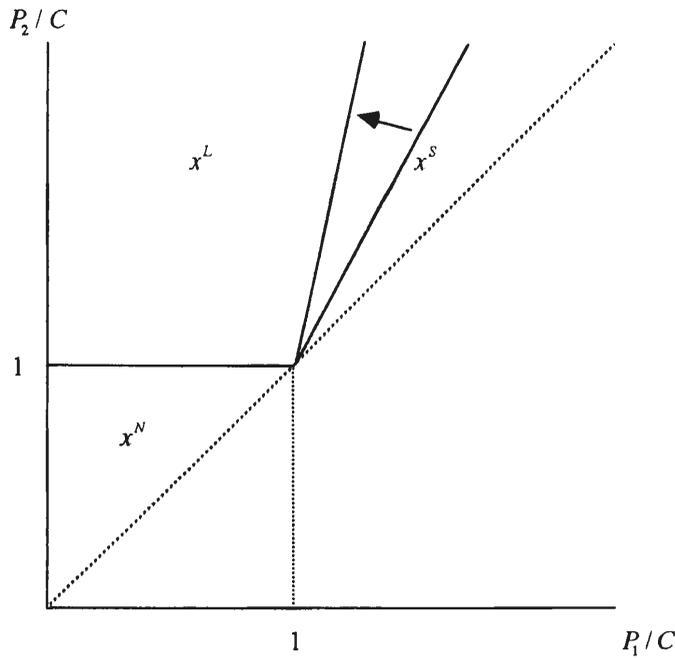
性向上の場合と同様に、現存林分の伐期の変化の起こりうるパターンは $\infty \rightarrow 2$ 、 $\infty \rightarrow 1$ 、 $2 \rightarrow 1$ であり、分収造林が利用可能となると、森林の伐期はより短い方へと変化する可能性があると言える。

以上のことから、伐出事業の生産性における優位性と分収造林の利用可能性を媒介に、保有林の1林分当たり面積が大きいことが、大規模経営、特に下流や海部の大規模経営の伐採齢をより若齢に偏らせたのではないかと考えられた。

2.4.2 割引因子

もう1つ、前節で見た伐採行動の差異を説明する根拠として考えられるのが、経営体のカテゴリー間で、用いられる割引因子の大きさに差があるのではないかということである。下流や海部に所在する大規模経営の中には、高度成長期に林業、木材産業の景気に陰りが見え始めると、他業種に進出し、さらには経営の中心をそうした兼業に移すところが少なくなかった。あるいは、それまでに蓄積した資本力を活かして、株式や土地への投資を行ってきた者もいた。ところが、こうした株式や土地への投資も含めた兼業が、バブルの崩壊と引き続く経済不況により、大きな損失を抱えてしまう場合があった。実際、森林組合への聞き取りから、今回の分析対象の中で、下流と海部に所在する100ha以上層の10経営体の中で、観測期間中に活発に伐採を行った大規模経営体の3つについて、このような事情があったことが分かっている。

割引因子の大きさを決める要因として一般に挙げられるのは、意思決定者の時間選考と資本の機会費用の2つであるが (Pearce and Turner, 1990, 212-213)、このうち資本の機会費用説では、割引因子が意思決定者が直面する利率によって決まるとする。すなわち、1期間の利率が ρ の時、現在の1円は ρ 円の利子を稼ぐ結果、次期には $1+\rho$ 円になっている。そこで、現在の1円と次期の $1+\rho$ 円を等価と見なすとしよう。この時、対応する割引因子は $1/(1+\rho)$ となる。ここで、一部の経営体は資金借入の必要に直面しており、借入の利率を用いて、将来価値の割引の仕方を決めるが、それ以外の経営体は資金借入の必要がなく、割引にあたって、預入の利率を用いるとしよう。一般に借入の利率は預入の利率より高いので、借入の必要がある経営体はそうでない経営体に比べ、小さな割引因子を用いることになる。これは借入の必要がある経営体は将来の価値をより大きく割り引くことを意味する。そして、割引因子の値が小さくなると、図I-16に示したように、短伐期解 x^S を最適選択とする領域と長伐期解 x^L を最適選択とする領域との境界線が座標(1,1)を中心に時計回りと反対方向に回転し、短伐期解を最適選択とする領域が広がることから、短伐期化が起こる可能性があると言える。このことから、下流や海部グループの大規模経営は、その資本力を活かして兼業を行ってきたが、それがバ



図I-16 割引因子の下落が
伐期選択に与える影響

表I-11 徳島県における規模・兼業形態別林業事業体数

	林家				林家以外		計
	雇われ	自営業	農業	林業	会社		
100ha未満	9,232	3,123	5,188	215	76		17,834
%	52	18	29	1	0		100
100ha以上	18	36	13	29	13		109
%	17	33	12	27	12		100
計	9,250	3,159	5,201	244	89		17,943
%	52	18	29	1	0		100

資料：1990年世界農林業センサス林業事業体調査報告書

注：1ha以上の林業事業体数を集計した。雇われは、恒常的勤務、出稼ぎ、日雇・臨時雇を合わせたもの。自営業は農林業以外の自営業を指す。

ブル崩壊後の経済不況下で困難な状況に陥り、林業経営への投資を今すぐに引き上げて兼業に回す必要が生じたことが、若齢での伐採を活発にさせた要因ではないかと考えられるのである。これに対し、小規模な経営体では、勤めに出て生計を支えているという場合が多く、経済不況の影響は受けたとしても、家計の状況は比較的安定しており、借入に直面して、将来の価値を現在の価値と比べ大きく割り引かざるを得ない状況には陥らなかったのではないだろうか。今回分析対象となった経営体の兼業などは分からないが、表I-11は、1990年農林業センサスを資料に、徳島県下の林家（主業別）と林業事業体のうち会社の事業体数を見たものである。100ha未満の階層では恒常的勤務などの雇われを主業と

する林家が多いのに対し、100ha以上では、会社形態のものや、自営業を主業とする林家が多くなっている。また、在村の大規模層や、あるいはもともと在村であったが、徳島などに出た大規模層でも、現在では勤労所得によって家計を支えている場合が多いと見られ、こうした経営体カテゴリー間での兼業の状況の違いが、割引因子の違いとなって、伐採行動の違いを引き起こしたことが考えられる。

2.4.3 ディスカッション

以上のように、林業経営体のカテゴリーによって伐採行動が異なることの理由として2つのことが考えられた。1つは、1林分当たりの規模が違うことによって、伐出生産性と分収造林の利用可能性が異なり、それが最適な選択を変えるというものであった。またもう1つは、兼業の状態によって資金借入の必要性に差があることから、伐期選択に用いる割引因子の大きさが異なり、それがやはり最適な選択を変えるというものであった。

このうち、1林分当たりの規模によって伐採行動に差が出るというのが林業経営内部の事情によるものであるのに対し、兼業の状態によって伐採行動が左右されるということは、むしろ外部からの事情によって林業経営体の伐採行動が異なりうることを意味し、林業経営体の伐採行動を見る上で注意せねばならない点であろう。伐期選択モデルのパラメータでいえば、割引因子 β だけは経営者の主観的な評価によってその値が決まるものであり、これは林業経営外部の事情に左右される可能性のあるパラメータである。そして、このように外部の事情によって伐採行動が変わりうるという見方は、林業経営体の性格付けとしてたびたび用いられる、財産保持的であるか、ないか、という性格付けと重なるところがあるかもしれないことは指摘しておきたい。すなわち、何らかの外部の事情によって林業経営体間で割引因子の大きさが異なるとすれば、割引因子がより1に近く、将来をあまり割引かない経営体は伐採を先送りする傾向があるから、それが財産保持的と呼ばれているのかも知れない。バブルがはじけた影響で経営体の階層間で伐採行動に差が出たのは今回の分析対象となった時期に特有のことであり、一般的な現象ではないが、表I-11で見たように、経営体の規模によって兼業の状況が違うことは一般的に観察されることであり、これが何らかの理由から β の大きさの違いを生み、それが異なる伐採行動につながるということは、今回分析対象となった、地域、時期に限らず、経営体の規模による伐採行動を説明する重要な論理であるかもしれない。

さて、関連する資料と伐期選択モデルとから、伐採行動を左右したと考えられる2つの要因を挙げることができたが、しかし今回の結果からは、これら2つの要因がそれぞれどの程度の説明力を持っているのかについて確たることは分らない。なお、この他に、例えば、下流の超大規模な経営体と在村の経営体とでは、育林体系の集約度に差があり、そのことが、伐採行動の違いを生ぜしめているので

はないかといったことも検討したが、十分な根拠は得られなかった。結局、今回の結果のうち、特に下流や海部グループの大規模経営が目立って若齢で活発な伐採を行っていることの理由としては、これまでに論じてきた2点以外には考えられなかった。そして、2つの要因のうち、下流と海部の大規模経営のうちいくつかは兼業での損失のために比較的若齢での伐採を活発化させたことは間違いないと見られる。一方、1林分当たり規模の違いが実際にどれほど伐採行動に影響を与えたかについては、確かな証拠はない。この点について、最後に、2000年時点で木頭森林組合に聞き取りを行った結果から、この地域での伐採の収支などについておおよその検討を示しておこう。

60～70年生のスギ林を1ha伐採した場合、500m³程度の出材があり、これは2000年時点では、900万円程度の販売収入になる。そして、伐出に要する経費は600万円程度と見込まれ、林業経営体の手元に残る金額は300万円程度になるとのことである。一方、再生林にかかる費用は、6、7年生で下刈りが終わるまでに限ると、その額は350万円程度と見込まれる。しかし、このうち通常7割程度は補助金によって賄うことができるので、経営体にとっての負担は100万円程度と見込まれる。

これに対し、伐採面積の違いによる伐出生産性の違いは、伐採面積が1haと4haとであった場合、m³当たり1千円弱、従って、 α の大きさは1ha当たり50万円弱であり、これは林業経営体にとって、伐採収益から再生林費用を差し引いた200万円の20～25%程度の大きさになると見られる。また、分収造林を利用して再生林を行う場合には、将来の伐採収入を分収することになる代わりに、再生林のための100万円程度の負担から逃れられることになると見られる。

2.5 結び

徳島県那賀郡上那賀町古屋川流域の私有林における近年の伐採に関するデータから、林業経営体の規模や所在地で特徴づけられる経営体の特性がどのように伐採行動に反映しているかを見た。その結果、経営の大規模性が1林分当たりの規模の大規模性を意味する場合や、大規模経営が資本力を活かして行ってきた兼業への資金投入の必要性に直面している場合には、それがより若齢に偏った伐採年齢分布を導くことがあるのではないかと考えられた。

II 齡級構成表を用いた伐採予測への応用

1 齢級構成表を用いた伐採齢分布の最尤推定

1.1 はじめに

民有林において、林業経営体の伐採行動とそれによって引き起こされる森林資源の動態を把握することは重要なテーマであるが、この課題に定量的にアプローチする手段として、データから伐採齢分布を推定し、これを利用することが考えられる。伐採齢分布とは、個々の林分が植栽されてから伐採されるまでの時間 T （林齢あるいは齢級）を確率変数とみなし、その分布を表したものである。林業経営体の伐採行動を、森林がどの林齢でどれくらいの割合で伐られるかについての確率分布として把握するものといえる。この伐採齢分布を導くための元となる資料にはいくつかのタイプのもものが考えられるが、その中で従来最もよく用いられてきたのが、ある地域的なまとまりで集計された森林の齢級構成表である。通常は5歳括りの齢級毎に森林面積が示されており、5年毎の齢級構成表を並べれば、そこから5年を単位とする時間の流れに沿った齢級毎の伐採面積と齢級構成の変化を知ることができる。齢級構成表から伐採齢分布を推定する方法として減反率法が知られてきたが、本章の目的はこれに代わる方法を提示することである。新たな方法について述べる前に、まず、これまで用いられてきた減反率法とその修正法についてまとめておこう。

1.2 減反率法とその修正法

地域の齢級構成表から伐採齢分布を導き、利用する方法として、これまで減反率法とその修正法が使われてきた。そのうち最も広く普及しているのは、鈴木(1972、1979)によって提唱された減反率法である。はじめに、この方法について簡単に紹介しておこう。なお、減反率とは各齢級での伐採確率のことを指す。従って、伐採齢分布と減反率（分布）とはほぼ同じことを指しているが、鈴木による減反率の理論が、減反率や林分遷移確率が長期にわたって一定な定常状態を対象に展開された特別の理論であることから、区別して用いることとする。

鈴木はいくつかの仮定の下では減反率分布がパラメータ M と λ の Γ 分布になることを利用してモー

メント法で減反率分布を推定することを提唱した。具体的には、 Γ 分布の密度関数がパラメータ k と λ を用いて、

$$\Pr(T = t) = f(t) = \frac{\lambda(\lambda t)^{k-1} e^{-\lambda t}}{\Gamma(k)}$$

ただし $\Gamma(k)$ は Γ 関数、で表される場合、分布の平均と分散が二つのパラメータによって、

$$E(T) = k / \lambda$$

(1)

$$\text{Var}(T) = k / \lambda^2$$

と定まることから、鈴木は齢級別伐採面積の実績から求めた伐採齢の平均 m と分散 σ^2 を標本平均、標本分散として、(1)の母集団の平均、分散と置き換えて、 k と λ を推定することを提唱している。つまり、

$$m = \hat{k} / \hat{\lambda}$$

$$\sigma^2 = \hat{k} / \hat{\lambda}^2$$

を \hat{k} 、 $\hat{\lambda}$ について解いて、

$$\hat{k} = m^2 / \sigma^2$$

$$\hat{\lambda} = m / \sigma^2$$

が推定量となる。減反率分布はこれらのパラメータを持つ Γ 分布として推定される。

なお、鈴木の減反率法は都道府県が民有林を対象に地域森林計画を立てる際に利用されており、その場合には、実用性を考慮して、手軽に利用できる χ^2 分布表を利用するという方法が推奨されている(森林計画制度研究会, 1992)。しかしこの場合も、 T がパラメータ k と λ の Γ 分布に従う時、 $2\lambda T$ が自由度 $2k$ の χ^2 分布に従うことを利用して、上の方法で求めた k と λ から減反率分布を表す χ^2 分布を導いたものであり、やはり Γ 分布のモーメント法による推定が基礎となっている。

また、Blandon(1991)は、鈴木の減反率法の問題点を指摘し、それを回避する方法として、最尤法による Γ 分布の推定を提案している。鈴木の減反率法は伐採予測に用いられたとき、伐採面積を過大に予測するという短所が指摘されてきた。Blandonやそれ以前に田中(1979, 1981)はこの予測精度の低さの理由として、まず第一に、実際に地域森林計画樹立時などに資料として利用される地域の齢級構成表では、15齢級(現在は21齢級)以上がひとまとまりの面積で表されているため、14齢級(20齢級)を越えて生き延びる森林については、伐採時点の正確な齢級が分からず、その分、 k と λ の推定に用いる標本平均、標本分散にはバイアスが生じてしまうことを挙げている。また、二つ目の理由として、田中やBlandonは当該時期に観測される伐採齢の平均と分散の大きさが、その時期の期首の森林の齢級構成を通して、過去の資源動態、あるいは伐採行動の影響を受けてしまうため、鈴木の方法ではその時期に成立している減反率分布の平均と分散を正確に推定することができないと考えている。Blandonは現実の伐採齢分布から法正状態の伐採傾向を導き、この法正状態の資源動態を表すよう加工されたデータに打ち切りを考慮した最尤法を用いて Γ 分布のパラメータを推定することで、これらの問題点を回

避して、予測精度を大幅に改善できることを示した。

本研究では、これらの減反率法とその修正法に代わる方法として、齢級構成表を切断と打ち切りのあるデータと見なし、切断と打ち切りを考慮に入れて尤度を構成し、伐採齢分布を最尤推定する方法を提示する。齢級構成表を切断と打ち切りのあるデータと見なす、この方法の利点は、第一に、Blandonの方法のようなデータの加工を必要とせず、鈴木の方法の問題点を回避して、Blandonの方法と同程度の精度を持つ方法を導くことができる点にある。データの加工が必要でないことは単に簡便であるということの意味するだけでなく、共変量を導入するなどしてモデルを拡張することを可能にするものと考えられる。また、この方法では Γ 分布などの特定の分布型を当てはめるパラメトリックな推定法とともに、分布型を特定しないノンパラメトリックな推定法を同じ尤度の構成から導くことができる。ノンパラメトリックな方法は、後に見るように、データの特徴を直接表すことができるので、データの探索的な分析に有効であると同時に、推定量として極めて単純な形をしており、実用性が高いと考えられる。さらに、本研究では、こうした新しい方法との比較を通じて、鈴木の方法やBlandonの方法が持つ性質についても新たな知見を得ることができた。

以下、1.3では、データの切断と打ち切りについて説明した後、それを踏まえた尤度関数の構成について述べる。そしてこの尤度関数から、分布型を仮定するパラメトリックな推定法と分布型を仮定しないノンパラメトリックな推定法の両方を導き、推定の手順を示す。1.4では、これらの新たな方法と、鈴木の減反率法、Blandonの最尤法について、推定量としての性質、予測精度、分布型の仮定の3つの観点から比較を行う。

1.3 伐採齢分布の最尤推定

1.3.1 切断と打ち切り

これから提示する推定法は、分布を予め仮定するか、しないかの点で違いはあるが、いずれも地域の齢級構成表を左からの切断 (truncation) と右からの打ち切り (censoring) があるデータと見なし、切断と打ち切りを考慮に入れて最尤法を適用する点で共通している。Blandonも最尤法を用いているが、それとはデータの用い方が異なる。特に、それぞれの齢級に属する森林のグループ毎で打ち切りと切断を考慮して尤度を構成する点が新しい方法の特徴であるので、まず、その点について説明する。

伐採齢分布とは、植栽された林分がその後何年生で、あるいは何齢級で伐採されるかについての確率分布である。従って、もし事情が許せば、多数の林分を、それらが植栽された時点から伐採される時点まで追跡調査することによって、標本を得て、その標本から母集団の伐採齢分布を推定すること

が考えられる。しかし、このような調査には極めて長い時間が必要で、現実的ではない。また、林業経営体の伐採行動が年々、例えば木材価格の動向に影響されて変化しており、従って伐採齢分布が変化するものとするれば、もし、上で述べたような調査ができたとして、それは一定の伐採齢分布で特徴づけられる母集団から採られた標本とは言えなくなり、推定に意味がなくなる。

実際、民有林における伐採行動が時系列的に変化していることは田中(1980)や松下(1992)などによって確かめられており、従って、単一の伐採齢分布の推定は、その間に伐採行動があまり変化しないと考えられる短期間の観測から得られたデータによるものであることが望ましい。しかしこのように観測期間を短くすると、個々の林分がその期間の中で植栽から伐採までのサイクルを経験することが稀なことになる。5年間隔の2つの齢級構成表から、その5年間の伐採齢分布を推定するという場合はまさしくその例であり、生長の途中から観測されたり、あるいは観測終了までに伐採されない不完全な標本を用いた推定を行わなければならないという問題を抱えている。しかし、標本の不完全性を考慮に入れた推定法を用いれば、このような標本からも推定は可能である。標本の不完全性は、左からの切断と右からの打ち切りとして捉えられる。以下では具体的に、5年間隔の2つの齢級構成表を資料とする場合を考えて、資料の性質とそれに適した推定法について説明する。

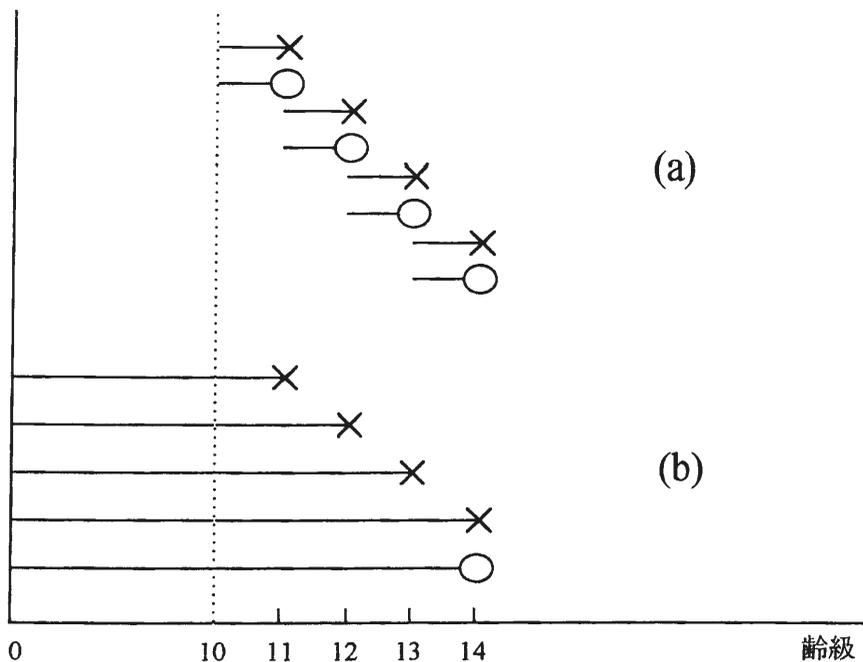
推定の元になる5年間隔の2つの齢級構成表からは、各齢級での伐採状況に関して、初めに j 齢級に属していた森林面積 r_j のうち5年間の間に d_j が伐採され、残る $c_j = r_j - d_j$ がその期間を生き延び、 $j+1$ 齢級に進級したことを読み取ることができる。

ここで注意しなければならないのは、データを得るための観測期間は2つの齢級構成表が作られた間の5年間だけであるということである。従ってまず、期首に j 齢級にあった r_j の森林については、観測が始まったのはそれらの森林が j 齢級に達してからである。それらの森林が観測期間以前にどのような伐採行動にさらされながら、しかし生き延びてきたのかということを経験から知ることはできないし、それはこの5年間の伐採齢分布の推定とは関係のない情報である。期首に j 齢級($j \geq 2$)にある森林について観測されるのは、あくまでもそれらの森林が j 齢級に達した上での、その後5年間の観測期間中の伐採の有無だけである。例えば、 r_j のうち d_j の森林については、それらの森林が j 齢級に達した上で、次の1期間の間に伐られたことだけが観測されており、また、この5年間の伐採齢分布の推定に適切な情報である。 c_j の森林についても同様のことがいえる。このように観測対象が生存の起点からではなく、生存の途中から観測されている場合、左からの切断があるといい、推定に最尤法を用いる場合、尤度の構成においてこの点が考慮されなければならない。具体的には、 r_j の森林の尤度への貢献は、期間中の伐採の有無に関わらず、 j 齢級に達したという条件付き確率の形で表されることにな

る。こうして、期首に1齢級にあった森林以外は全て切断されたデータとして取り扱うことができる。

次に、 r_j の森林のうち c_j の森林については、伐採が起こる前に5年の観測期間が終了したことになる。このように観測終了までに分析の対象となる事象、ここでは伐採、が起こらなかった標本を右からの打ち切りがあるという。 c_j の森林については、 j 齢級で観測が始まってから、 $j+1$ 齢級に達するまで伐採されなかったことが確認され、観測が打ち切られたことになる。この場合、 c_j の森林について観測から得られる情報は、これらの森林の伐採齢が $j+1$ 齢級以上であるということだけであり、従ってその尤度への貢献は、伐採齢が $j+1$ 齢級以上である確率の形で表されることになる。なお、この齢級構成表のデータに見られる右からの打ち切りはTypeIセンサリングと呼ばれる種類のものである。TypeIセンサリングの要件は、打ち切りが起こるタイミングが予め固定されていることである (Kalbfleisch and Prentice, 1980)。齢級構成表から1期間の伐採状況を調べる場合には、1期間経った時点で全ての森林の観測が打ち切られることが予め決まっているから、この要件が満たされている。

以上のように隣り合った齢級構成表から直接得られる1期、5年間のデータの性質を図示したのが図II-1(a)である。図の横線は森林が観測された期間の長さを、×は観測期間中に森林がその齢級に達する前に伐採されたことを、○はその齢級まで生き延びたところで観測が終了した、つまり観測が打ち切られたことを示している。齢級構成表から直接得られるデータは(a)のように、期首に1齢級であるものを除く、全ての森林が左から切断されており、1期間しか観測されていないと考えている。また、各齢



図II-1 齢級構成表から得られるデータの切断と打ち切り

級で1期間の観測中に、伐採されるもの (×) とされないもの (○) があると考え。それぞれの面積は d_j と c_j である。

これに対して、図の(b)にはBlandonの方法が分布を最尤推定する際に必要とするデータの性質を示している。その方法では、左からの切断は考慮されておらず、全ての森林が1 齢級から観測されていることが必要である。さらに、右からの打ち切りに関しては、齢級構成表のまとめ方の都合で、14 齢級まで生き延びた森林が打ち切られるが、それ以下の齢級では打ち切りが起こらないことを想定している。そのため、Blandonの方法では、左からの打ち切りがないだけでなく、打ち切りに関しても、14 齢級以上の森林だけが打ち切られたもので、13 齢級までの森林は打ち切られていないようなデータを必要としている。しかしながら、実際に齢級構成表から得られるデータは(a)に示したような性質のものであるから、それをそのまま用いることはできず、一旦齢級構成表から得られるデータを加工しなければ、分布を推定することができない。他方、以下で示す方法では、(a)で示した性質を持つ r_j 、 d_j 、 c_j のデータをそのまま用いて尤度を構成し、伐採齢分布を推定することができる。

1.3.2 分布を予め特定する推定法

既に述べたように、減反率法では伐採齢が Γ 分布に従うと仮定しており、鈴木のモーメント法による推定もBlandonの最尤法による推定も、 Γ 分布を対象としている。 Γ 分布が実際の伐採齢分布を表すのに適当な分布であるかどうかは、後で述べるように、議論の余地のある問題であるが、 Γ 分布であれ、その他の分布であれ、特定の分布形が予め適切だと分かっている場合には、伐採齢分布の推定は分布のパラメータを推定することに帰着する。この項では、最尤法を適用して、分布のパラメータを推定するために、1で述べた考え方をを用いて尤度を構成する方法を説明する。なお、齢級構成表から得られるデータは離散型であると考えるのが自然であるが、パラメトリックな推定では、連続型の変数であると見なして、処理した方が便利であり、実際、減反率法が仮定する Γ 分布も連続型変数の分布形であるから、この項では、伐採齢が連続型の変数であると考えことにする。

伐採齢分布の確率密度関数を $f(t_j; \theta)$ と書く。ただし、 θ は分布の一つまたはベクトルで表された複数のパラメータとする。また、この密度関数に対応する生存関数を $F(t_j; \theta)$ と書く。生存関数は、

$$F(t_j; \theta) = \Pr(T \geq t_j) = \int_{t_j}^{\infty} f(s; \theta) ds$$

で定義され、伐採齢が t_j 以上である確率を表している。まず初めに、左からの切断がない場合、すなわち全ての観測対象が植栽時点から観測されている場合の尤度を考えよう。この時、右からの打ち切りがType Iセンシングであることから、サンプル全体の尤度 $L(\theta)$ について、次の比例関係が成り立つ (Kalbfleisch and Prentice, 1980, 39-41)。

$$L(\theta) \propto L^*(\theta) = \prod_j f(t_j; \theta)^{d_j} F(t_{j+1}; \theta)^{c_j}$$

ここで、 d_j 、 c_j は上で定義したように j 齢級での伐採面積と打ち切り面積である。 $L^*(\theta)$ に含まれていない尤度の残りの部分は、打ち切りが起こるタイミングに関する情報を表現する部分であるが、Type I センサリングの場合には、その部分は θ を含まず、 θ の推定には無関係である。 $L^*(\theta)$ は各齢級での尤度を全ての齢級について掛け合わせたものとなっている。そして、それぞれの齢級での尤度は、伐採されたものについてはその齢級で伐採される確率 $f(t_j; \theta)$ を、伐採されずに次の齢級に進んだものについては伐採齢が次に齢級以上となる確率 $F(t_{j+1}; \theta)$ を尤度への貢献として、掛け合わせたものとなる。観測が打ち切られた観測対象については、それらの森林の伐採が期末の齢級以上であることが知られるだけであるから、その尤度への貢献は、単にその観測対象が打ち切られた時間を超えて生き延びる確率で与えられるのである。

次に、前項で述べたように、1期間の観測から得られるデータの場合、期首に2齢級以上であった全ての森林についての観測は左から切断されたものと考えることができる。この左からの切断を考慮に入れるには、各観測対象の尤度への貢献を期首の齢級まで生き残ったことを表す確率、 $F(t_j; \theta)$ で割ればよいことが知られている (Cox and Oakes, 1984, 177-179)。そこで、最大化すべき尤度は、

$$(2) \quad L^*(\theta) = \prod_j \left[\frac{f(t_j; \theta)}{F(t_j; \theta)} \right]^{d_j} \left[\frac{F(t_{j+1}; \theta)}{F(t_j; \theta)} \right]^{c_j}$$

となる。つまり、それぞれの観測対象の尤度への貢献が、切断のあった時間を生き延びたという条件付き確率によって与えられるのである。パラメトリックな推定では、 $f(\cdot)$ 、 $F(\cdot)$ に特定の分布型を当てはめて、(2)を最大化するようパラメータを推定すればよい。

1.3.3 ノンパラメトリックな推定法

ノンパラメトリックな推定法とは、前項のように特定の分布型を仮定せずに、伐採齢分布を推定しようという方法である。このような方法は、予めどの分布型が適切であるか分かっていない場合や、特定の分布を仮定せずに、データそのものが持つ分布の形状をそのまま表現したいという場合に有効な方法である。

生存時間分析では、確率関数や生存関数と並んで危険率関数が重要な分析手段となっている。 j 齢級、あるいは t_j における危険率は、

$$(3) \quad h(t_j) = f(t_j) / F(t_j)$$

と定義される。ノンパラメトリックな推定法ではこの危険率が中心的な役割を果たす。すなわち、 $h(t_j)$ を観測される齢級の数 (15 齢級以上の森林面積がまとめられている場合は13 齢級までの13 個) のスカラー量と考えて、最尤法を用いる。そして、例えば、13 個の推定値 $\hat{h}(t_j)$, $j = 1, \dots, 13$ が得られれば、

それから、 $f(t_j)$ や $F(t_j)$ が推定される。

まず、このような定式化の場合には、確率分布が離散型となることに注意すると、連続する年齢の間の生存関数の関係が、

$$F(t_{j+1}) = F(t_j)[1 - f(t_j)/F(t_j)]$$

で与えられることが分かる。これは、(3)を用いると、

$$F(t_{j+1}) = F(t_j)[1 - h(t_j)]$$

と書ける。そこで、生存関数は危険率により、

$$(4) \quad F(t_j) = \prod_{k < j} (1 - h(t_k))$$

と表される。この(4)と(3)を(2)に代入すると、

$$L^* = \prod_j (1 - h(t_j))^{c_j} h(t_j)^{d_j}$$

が得られる。これがノンパラメトリックな推定法で最大化すべき尤度となる。この最大化問題は $h(t_j)$ について簡単に解くことができる。すなわち、対数尤度は、

$$\ln L^* = \sum_j [c_j \log(1 - h(t_j)) + d_j \log h(t_j)]$$

となり、これを最大化する危険率は、最大化の一階の条件から、

$$(5) \quad \hat{h}(t_j) = \frac{d_j}{d_j + c_j} = \frac{d_j}{r_j}$$

で求められる。従って、それぞれの年齢での危険率は、その年齢で観測が始められた森林面積のうち次の年齢に移る間に伐採された面積の比率で推定されることになる。

$\hat{h}(t_j)$ は最尤推定量であり、従って一致性を持つから、 $F(t_j)$ の(一致)推定量は、

$$(6) \quad \hat{F}(t_j) = \prod_{k < j} (1 - \hat{h}(t_k))$$

で求められる。このステップ関数の形を持つノンパラメトリックな推定量 $\hat{F}(t_j)$ はKaplan-Meier推定量、あるいはproduct-limit推定量と呼ばれている。

このように、ノンパラメトリックな方法では、特定の分布型を仮定する代わりに、伐採が実際に観測された時点での危険率を一つ一つ推定していき、それをもとに伐採年齢分布が再現されることになる。そして、この方法に基づけば、正当な尤度の構成から、とても簡単に危険率、従って伐採年齢分布そのものを推定することができるのである。

なお、こうして導かれたノンパラメトリックな危険率関数や生存関数に対応する確率分布は、これまでの減反率法についての議論の中で、田中やBlandonが経験的減反率分布 (Empirical Gentan Probability Distribution) と呼んだものと同じである。そして、Blandonによる減反率法の修正法では、この経験的減反率分布に基づいて、長期均衡状態を示す仮想データを作ることになっている。これま

で、この経験的減反率分布については、その性質が知られていなかったが、上ではこれが切断と打ち切りのあるデータに対する最尤推定量という性質を持っていたことを示したことになる。

1.4 従来の方法との比較

次に、前節で導いた切断と打ち切りを考慮した最尤推定量と、従来提案されてきた推定法との比較を行う。齢級構成表から得られるデータの特性への対応、予測の精度、分布型の仮定という、三つの観点から、①鈴木（1979など）の減反率法、②Blandon(1991)の方法、③1.3.2で導いたパラメトリックな推定法、特にその一例として最尤 Γ 推定法、④1.3.3で導いたKaplan-Meier法を比較する。

1.4.1 データ特性への対応

4つの推定法はいずれも5年間隔の齢級構成表からその間の伐採齢分布を推定するためのものであるという点では同じであるが、齢級構成表から得られるデータをどのように用いており、データの特性にどのように対応しているか、という点で異なっており、このことがそれぞれの方法の推定法の特徴を決めており、場合によっては優劣を生んでいる。そこで、まず、それぞれの方法が齢級構成表から得られるデータの特性にどのように対応しているか、という観点から比較してみる。

①鈴木の方法は確かに Γ 分布を推定する方法ではあるが、実際に齢級構成表から得られるデータに直接適用するにはそぐわない点がある。一つには、鈴木の方法は、(a)実際の齢級構成表に見られる観測の打ち切りを考慮していない。鈴木が用いている単純なモーメント法が正確な推定値を与えるためには、データには全く打ち切りがない状態でなければならないから、齢級構成表から得られたデータに直接適用するには無理がある。この点については、これまでも田中（1979）などが、(a1)実際の齢級構成表が15齢級以上の面積を一括して計上していることを考慮していない、と指摘していたが、問題は実はそれだけではない。前節で述べたように、(a2)齢級構成表から得られるデータは全ての齢級で打ち切りが生じていると見なすべきであるが、鈴木の方法はこのことにも対応していないのである。鈴木の方法では、各齢級での伐採面積だけを拾い上げて、伐採齢のモーメントを計算しようとしているが、それでは、各齢級で伐採されずに次の齢級へ進級した森林の面積の情報が生かされておらず、そのことが鈴木の方法がバイアスを生じる一因となっていると考えられる。

また、鈴木の方法のもう一つの問題は、(b)観測期間よりも以前の時期の伐採状況が推定値に影響を与えることである。ここで注意すべきは、過去からの影響にも二つの種類のものがあり、それらを区別して扱わなければならないことである。後で述べるように、そのうちの一つは必ずしも推定にバイアスをもたらすものとは考えられない。過去からの影響が生じる理由の一つ目は、(b1)切断が考慮され

ていないことである。鈴木が用いているモーメント法の場合、例えば10齢級で伐採された森林は1齢級から始まって10齢級まで生き延びて、そこで伐採されたかのように扱われるが、伐採齢分布を推定しようとしている1期間に起こったことは、初め10齢級にあった森林が11齢級になるまでに伐採されたことだけである。それ以前の10齢級に達するまでの情報は当該期間の伐採齢分布の推定には無関係のことなのである。しかし、鈴木が用いたモーメント法はこのような切断に対応できていない。次に、もう一つの過去からの影響は、田中(1981)やBlandon(1991)が指摘しているもので、(b2)期首の齢級構成、すなわち r_j の齢級間での相対的な大きさが過去の伐採の影響を受けているが、鈴木の方法では推定結果がこの r_j の齢級間での相対的な大きさに影響を受けるということである。この点について、田中やBlandonは、 r_j の齢級間での相対的な大きさは過去の伐採の影響を受けているという理由から、減反率分布の推定は r_j の齢級間での相対的な大きさに依存してはならず、同じ齢級についての d_j と c_j の比率、あるいは同じことだが、 d_j と r_j の比率にだけ依存すべきであると考えている。しかしながら、筆者はこのような制約は必ずしも伐採齢分布の推定に必要ではなく、また考え方、あるいは場合によっては、このような制約を課すことはむしろ望ましくないと考えている。実際、今回新たに提案した方法のうち、パラメトリックな方法はこの制約を満たしていない。この点については、③の評価をする際に再び述べる。

鈴木の方法は以上のように齢級構成表から得られるデータの特性を十分に考慮しているとはいえず、実際に齢級構成表からのデータに適用するにはいくつかの問題を抱えているのであるが、これに対して、②Blandonの方法は(a1)～(b2)の4つの問題に全て対応している。既述の通り、Blandonは④Kaplan-Meier推定量と同等の経験的減反率分布を用いて、観測期間の伐採傾向が長期に渡って継続した場合の定常状態の齢級別伐採面積を表す仮想データを作り、これに最尤法を適用することで Γ 分布を推定している。この方法を順を追って見ていくと、まず初めに、経験的減反率分布から仮想データを作成しているが、経験的減反率分布はKaplan-Meier推定量と同じく、式(5)に基づくものである。ところが、式(5)による各齢級の危険率の推定は各齢級での d_j と r_j の比率だけに依存しており、齢級間での r_j の相対的な大きさには無関係である。従って、経験的減反率分布から作成される仮想データ、さらにはそれを用いて推定される推定量は結果的に(b2)の問題を回避できるのである。次に、そうして作られる仮想データは定常状態での齢級別伐採面積を表しており、図II-1(b)に示したようなものであるから、そこでは、各齢級での打ち切りと切断がない状態を観測していることになり、(a2)や(b1)の問題が生じない。しかし、ここでも、このような仮想データが作れるのは、それがKaplan-Meier推定量と同等のものに基づいており、Kaplan-Meier推定量が前節で示したとおり、切断と打ち切りを考慮しているからである、と理

解することができる。最後に(a1)の15齢級が一括して計上されている問題に対しては、最後の最尤法による推定のところで14齢級での打ち切りを考慮することで対応している。このように、Blandonの方法は(a1)~(b2)全てに対応しており、その意味では、望ましい性質を備えているといえる。ただし、後に述べるように、Blandonの方法では上記の問題に対応するために仮想データを作らなければならない、そこに新たな問題が発生することには注意しなければならない。

さて、これら従来から提案されてきた方法に対し、本章第3節で示した方法では、(a1)、(a2)、(b1)については各齢級での切断と打ち切りを考慮して尤度を構成することで解決している。齢級構成表から得られるデータの特性に対し、尤度の作り方によって対処しているため、齢級構成表から得られるデータを直接用いながら、(a1)、(a2)、(b1)の問題を避けて、推定ができるのである。しかし、(b2)については、本論文で示した方法は特別な解決策を持っていない。それでも、Blandonの最尤法の導出について述べる中で見たとおり、④ノンパラメトリックなKaplan-Meier推定法では(b2)の問題は生じないのだが、③パラメトリックな推定量は、観測期間の伐採齢分布の推定量が期首の齢級構成を通じて、田中やBlandonが述べているような意味で過去の伐採傾向の影響を受ける。既に述べたことと重なるが、④Kaplan-Meier推定量がこの問題を回避できる理由について述べると、この方法では、(5)式に従って各齢級の危険率を結果的に別々に推定した上で、(6)式で分布全体の形を推定しているが、(5)式の通り、各齢級の危険率推定量がそれぞれの齢級の d_j と r_j の比率にだけ依存しているため、Kaplan-Meier推定量は r_j の齢級間での相対的な大きさは無関係に推定が行えるのである。これに対して、③パラメトリックな推定量は期首の齢級構成を通じて、田中やBlandonが述べているような意味で過去の伐採傾向の影響を受ける。これは、(2)式の最大化すべき尤度関数が、全ての齢級の d_j や c_j の大きさに依存していることから見て取ることができる。 r_j の齢級間での相対的な大きさが異なり、従って、 d_j や c_j の齢級間での相対的な大きさが異なれば、同じ齢級についての d_j と c_j の比率が同じであっても、分布のパラメータ θ の推定値もそれに応じて異なることになる。そもそも、齢級毎に危険率を推定するKaplan-Meier推定量と異なり、パラメトリックな方法では、 Γ 分布であれ、その他の分布であれ、全ての齢級のデータを用いて、全ての齢級での分布の形を規定する少数、通常2、3個のパラメータを推定するわけであるから、 r_j の齢級間での相対的な大きさに左右されずに直接パラメトリックな推定を行うことは論理的に不可能である。②Blandonの方法は最終的にはパラメトリックな方法であるが、それは一旦、ノンパラメトリックなKaplan-Meier推定量を経由し、 Γ 分布をKaplan-Meier法によって導かれたノンパラメトリックな分布に似たものとして推定するために、(b2)の問題を回避できたのである。

それでは、③の方法は②Blandonの方法と比べて劣っていると言えるだろうか。これについては、以

下の理由からそうとは言えないと考えられる。そもそも、(b2)の制約が満たされる必要があるのかどうか、必ずしも明らかではない。もともと、減反率法も本論文で示したパラメトリックな方法も、個々の林分（あるいは単位面積当たりの森林）が独立にある確率分布に従って伐採されることを仮定して、その分布を推定しようとしている。この仮定を置くかぎり、観測期間の期首の齢級構成がどのようなものであれ、どの齢級に属する森林ももとの分布について同じだけの情報を持っているはずであり、尤度の構成においては、同じ重みで個々の観測対象が出現する同時確率を考えるべきである。その意味では、期首に齢級別の相対面積が変われば、各齢級での伐採された面積の比率が同じであっても、推定結果が異なることはむしろ当然である。例えば、過去の植伐の活発さの違いのために、期首に10齢級の森林の面積が大きかった場合と小さかった場合があったとしよう。この場合、実際に10齢級の分布の形状について前者では観測が多く行われており、後者では少なかったことは事実であり、それによって、これら2つのデータを用いて推定したパラメータの推定値が異なることは、ある意味では当然である。このような場合にパラメータ推定値が変わらないことを要求する条件(b2)を課すことが妥当なことなのか疑問が残る。

また、仮想データを作ることで(b2)や(a2)、(b1)の問題を回避することは新たな問題を引き起こす。それは、モデルの拡張性の問題である。例えば、観測対象の異質性を共変量を導入することでモデル上で取り扱おうとした場合には、仮想データを作るBlandonの方法は基本的に適用不可能になる。具体的な例を考えてみると、同じ地域の森林でも保安林とそうでない森林のそれぞれの齢級構成が得られた場合、本論文で提示した方法では保安林に対するダミー変数を共変量を導入して、共変量に依存した伐採齢分布を考え、尤度を作ることができる。そして、保安林であるかないかによる伐採齢分布の違いを調べることができ、これを予測に生かすことができる。これに対して、Blandonの方法では齢級別の森林面積を調整しなければならないが、保安林とそれ以外の森林というように異質な森林がある場合、両者の相対的な観測面積のサイズをどう標準化するのか明らかでない。さらに、共変量が、例えば、林道からの面積といったような連続変数であった場合には、連続変数が取る一つ一つの値毎に観測面積の調整を行わなければならないとなり、これは実際上、不可能であると考えられる。このように共変量を導入することがBlandonの方法では一般的に不可能で、本論文の方法では可能であるのは、上で述べたように、本論文の方法では観測対象の一つ一つについて同じ重みを持って尤度を構成するからである。共変量の導入は、伐採行動のよりよい理解を助け、また伐採面積の予測の精度を高めていく上で重要であり、伐採齢分布を用いた分析の今後の課題であると考えられるが、これを行うためには、本論文で示したような方法を用いる方が有利である。

表II-1 齡級別伐採面積予測結果の比較

齡級	齡級別伐採面積の予測値 (ha)						実現値 (ha)
	①鈴木 (1979)	②Blandon (1991)	②'Blandon の再推定	③最尤gamma 推定量	④Kaplan-Meier 推定量	⑤最尤Log-logistic推定量	
3	22	124	122	41	453	40	62
4	93	108	109	52	58	45	11
5	152	109	112	69	6	58	63
6	316	162	170	123	181	108	106
7	612	266	281	230	44	212	232
8	732	289	309	277	409	269	240
9	989	369	398	382	298	386	99
10	677	240	262	265	395	274	168
11	734	261	287	302	238	313	225
12	501	178	196	214	221	218	268
13	372	135	150	168	73	166	0
計	5,200	2,240	2,397	2,125	2,376	2,087	1,474
誤差	3,727	766	923	652	902	614	-
%誤差	253%	52%	63%	44%	61%	42%	-
平均推定値	8.54	12.27	12.15	12.53	-	13.28	-
分散推定値	7.74	37.62	35.99	26.89	-	52.21	-

注：①、②及び実現値はBlandon (1991)のTable 4から再掲。②'、③、④、⑤はBlandon (1991)のTable 2掲載の1966、1971年愛知県ヒノキ人工林齡級構成表を資料に推定。②は②の方法に従って再推定したもの。

1.4.2 予測精度

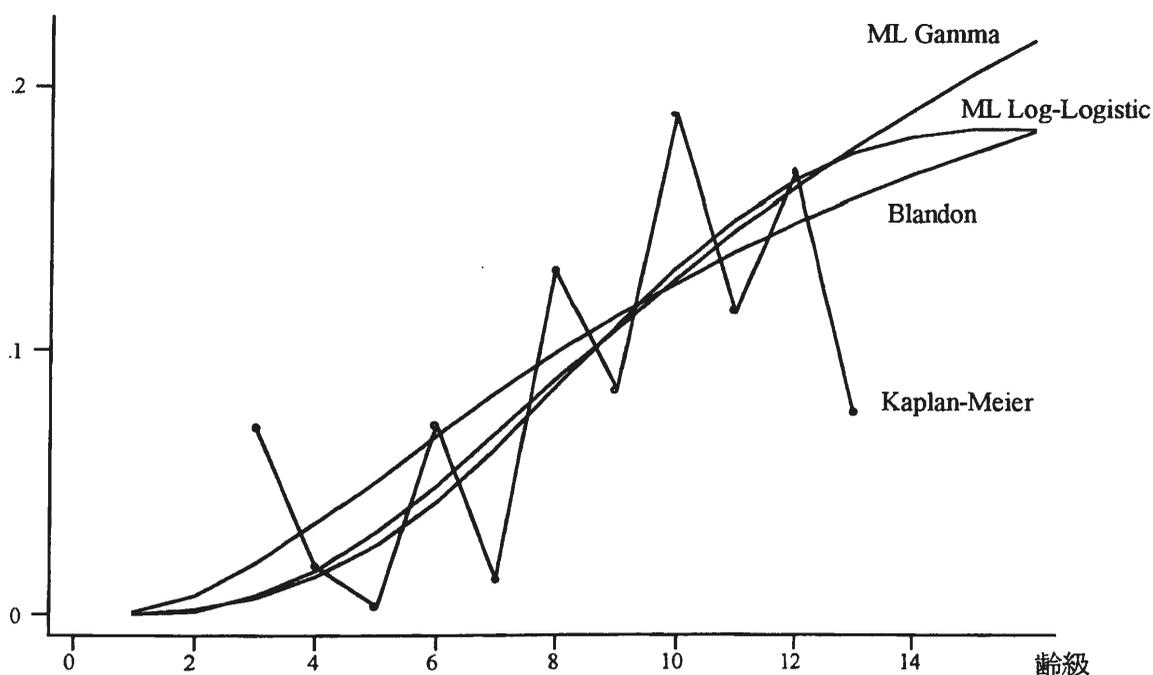
次に、①～④の方法の予測の精度を比べるために、田中とBlandonが用いた1966、1971、1976年の愛知県のヒノキ人工林の齡級構成表をもとに、それぞれの方法を使って66-71年の伐採の傾向から伐採齡分布を導き、この推定結果と1971年の齡級構成とから71-76年の伐採面積を予測した。ただし、1、2齡級のデータの精度の都合と、15齡級以上の森林が一括りにされている都合から、予測したのは3齡級から13齡級までである。結果は、表II-1の通りであった。①鈴木の方法による推定伐採面積は3齡級から13齡級までで5,200haと実現値の1,474haに対してきわめて大きな値となっている。これと比べると、②から④までの方法を用いた場合には、伐採面積の推定値がかなり実現値に近づいており、またこれらは2,000～2,400haと互いにほぼ似た値を示している。

鈴木の方法がかなり過大な予測を与えているのは、鈴木の方法が前項で述べたように、齡級構成表のデータに適用するにはいくつかの問題を持つからであると考えられる。そして、これに対し、②～④の方法が似た予測を与えるのは、それらがいずれも前項の(a1)、(a2)、(b1)の問題に対応しているからであると考えられる。このうち、③の最尤 Γ 推定法は、前項で述べた通り、(b2)の問題には対応していない。しかし、それでも②のBlandonの方法や、④のKaplan-Meier推定量とかなり似た予測値を与えている。また、同じ Γ 分布を推定する①鈴木の方法と、②Blandonの方法、③最尤 Γ 推定法による分布の平均と分散の推定値を比べても、①の結果が大きく異なるのに対し、②と③はかなり似た推定結果を

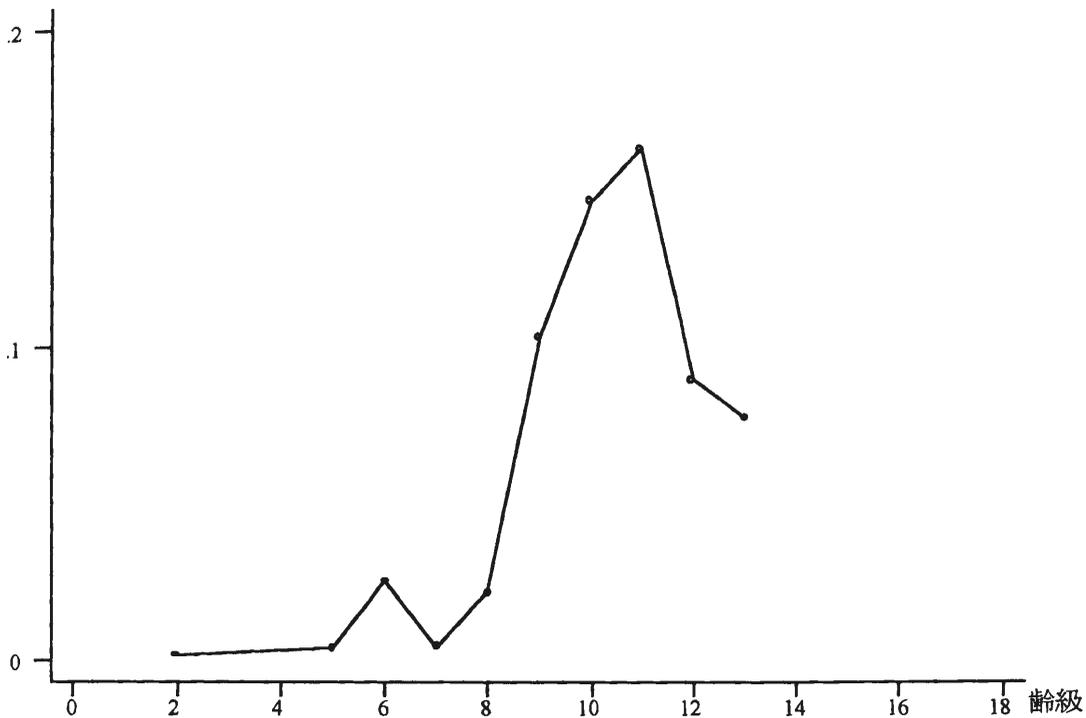
与えていることが分かる。これらの結果からは、(b2)に対応していないことは伐採齢分布を推定し、予測を行う上で、大きな問題を生じないのではないかと推測される。もともと、③はモデルのパラメータ化の段階こそ違い、④と同じ考え方で構成された最尤法であり、また、②は④を基礎にした推定法であったから、これら3つの方法がいずれも同じような推定結果を与えるのは自然なことである。田中やBlandonは鈴木の方法が(a1)の問題に加え、(b2)の問題に対応していないことを過大な予測を与える原因として指摘していたが、今回の結果を見ると、実はそうではなく、田中やBlandonが指摘していない(a2)や(b1)の問題が(a1)の問題とともに、鈴木の方法を用いた場合に伐採齢分布の推定と予測を大きく誤らせる原因なのではないかと考えられる。(a2)や(b1)の問題に適切に対処しておれば、(b2)の条件を課す必要はないのではないだろうか。

1.4.3 分布型の仮定

今回提示した方法のうち、ノンパラメトリックな最尤推定法である④Kaplan-Meier推定量は、現実の危険率関数、従って伐採齢分布の形をありのまま表せるという利点を持っており、データの探索的、予備的な分析に有効であるとされている。そこで、最後に、この④Kaplan-Meier推定量による分布の推定結果に基づいて、特定の分布型を当てはめること、特に①～③の推定量が仮定している Γ 分布を当てはめることの是非について見ておこう。



図II-2 推定された危険率関数(1)



図II-3 尾鷲地区ヒノキ人工林の1987-1991年における危険率のKaplan-Meier法による推定結果
資料：三重県尾鷲農林水産事務所資料

上で用いた愛知県のヒノキ人工林のデータについて、④で危険率を推定すると、図II-2のようになる。危険率は10齡級付近でピークに達した後、やや低下する傾向が認められる。同じことは、例えば、図II-3に示した、ヒノキの柱取り林業地帯の典型例である三重県尾鷲地区（1市2町）のヒノキ人工林の危険率の④による推定結果からも認められる。こちらは11齡級でピークに達している。ヒノキの柱取り林業の場合、柱適寸の齡級で危険率がピークに達した後、その時期を過ぎると、危険率が下がることはもっともらしいことであり、図II-2や図II-3の結果はこのことを示しているのではないかと考えられる。ところが、 Γ 分布の危険率はパラメータの値によって、上に凸で単調に増加するか、下に凸で単調に減少するかして、 λ に収束することが知られている（例えば、Lawless, 1982, p.20を参照）。つまり、 Γ 分布では危険率がピークを持つことはないのである。従って、危険率がピークを持つ図II-2や図II-3のデータに Γ 分布を当てはめることには慎重になるべきであろう。図II-2や図II-3には Γ 分布を当てはめた②や③の推定結果から導いた危険率関数も図示しているが、これらの危険率は齡級が上がるとともに上昇を続けている。15齡級以上が一括して計上される問題のために、④の方法では高齢級での危険率を推定することができず、はっきりと比べることはできないが、10～12齡級以上では、 Γ 分布を仮定して推定された危険率は実際の危険率とかけ離れたものになるのではないかと推測される。

もともと、鈴木(1979)は減反率分布が Γ 分布に従うことを、林木の肥大成長がPoisson過程に従い、一

定の大きさに達したら伐られるという論理で導いている。しかし、現実の林業経営体の伐採行動を見ると、この減反率法が Γ 分布を導くために依拠してきた仮定には多くの疑問の余地があるように思われる。確かに柱角適寸といったように生産目標となる径級が決まっており、そこで伐採される森林も多く、それが図II-2や図II-3の危険率のピークを形成しているものと考えられるが、しかし、そこで伐採されない森林は、成長が遅くて、まだ柱角適寸に達していないから伐られないというよりも、より大径材での伐採が目指されていたり、あるいは、所有者の予期せぬ出費に備えて置いておかれたり、木材価格の推移を見守って伐り控えられたりしている場合も多くあるはずである。さらに付け加えると、第I部第1章で三重県櫛田川流域の堀内家の伐採行動について見たように、以前は10年から20年程度の幅の中でほとんどの森林が伐採されていることから、ある程度の幅を持ちつつも伐期というものが想定されていたのではないかと考えられるが、最近では、経営者本人も伐期を定めておらず、伐採が先送りされている森林が増えているのが、日本の林業の一般的な姿ではないだろうか。そうすると、鈴木 of 仮定の置き方は、確かに過去には現実性を持ち得たが、現在では、非現実的であると言わざるを得ない。

ここでこうした林業経営体の伐採行動について詳しく論じることはできないし、また、危険率の形状は樹種や地域によって変化するのかもしれないから、今回の推定結果だけからはっきりしたことは言えないが、少なくとも、 Γ 分布の仮定に盲目的に従うべきではないと考えられる。

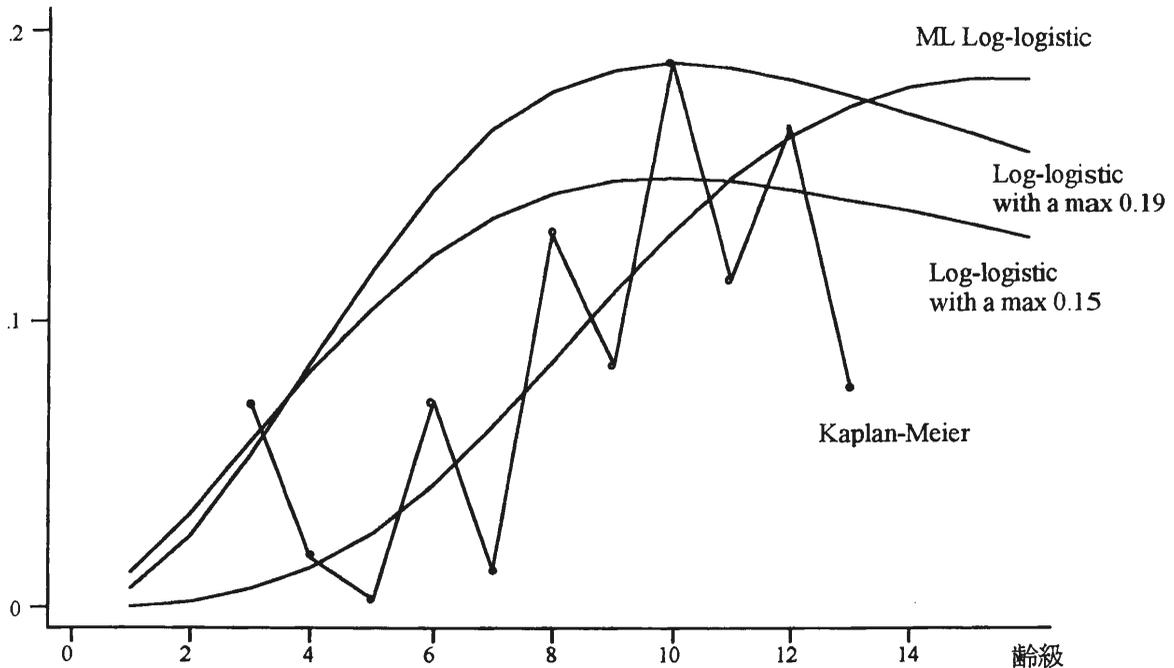
ところで、生存時間分析では危険率がピークを持つ分布として、対数ロジスティック分布や対数正規分布がよく用いられる。そこで、③の方法で Γ 分布の代わりに対数ロジスティック分布を当てはめてみた。しかし、その場合の予測精度は表II-1の⑤の通りで、ほとんど改善は見られなかった。なお、対数正規分布は対数ロジスティック分布と極めて似た形をしており、推定結果も同じようなものであったので省略した。また、推定されたパラメータから導いた危険率関数を図II-2に載せているが、そのピークはKaplan-Meier推定量のピークと比べ、かなり高齢にあることが分かる。対数ロジスティック分布は2つのパラメータを持ち、その危険率は、

$$h(t) = \frac{\lambda p (\lambda t)^{p-1}}{1 + (\lambda t)^p}$$

と書ける。これは、

$$(t^*, h(t^*)) = \left(\lambda^{-1} (p-1)^{\frac{1}{p}}, \lambda (p-1)^{\frac{p-1}{p}} \right)$$

をピークに持つ。そこで、愛知県のデータに戻り、10齢級でKaplan-Meier推定量と同じピーク、0.190を持つ対数ロジスティック分布の危険率関数を描いてKaplan-Meier推定量やデータから推定された対数ロジスティック分布の危険率関数と比べたのが図II-4である。また、図には同じく10齢級で、0.190よりや



図II-4 推定された危険率関数(2)

や低めの0.150を持つ対数ロジスティック分布の危険率関数も載せている。このように、10年齢級で同じくらいの高さのピークを持たせようとする、ピーク以前での危険率が現実と乖離してしまう。現実のピークは、短期間に急激にピークに達しており、また、そのピークは低い。そのために、2つしかパラメータを持たない対数ロジスティック分布や対数正規分布では、そのような特徴のあるピークを持つ危険率関数をうまく近似できないのである。

以上のことから、特定の分布型を仮定するパラメトリックな伐採年齢分布の推定には十分な注意が必要であると言えよう。そもそも、複雑な自然現象でありかつ経済現象である伐採行動をパラメータが2つしかない Γ 分布や対数ロジスティック分布などを当てはめようとするのが無理なのかもしれない。パラメータを増やして、自由度を高めた分布を当てはめるか、あるいはいくつかの分布が混合した形の分布を考えるなどする必要もあるかもしれない。またこのことに関しては、15年齢級（現在は21年齢級）以上の森林がひとまとまりに記録されている資料の整理のされ方が制約となっており、特定の分布を当てはめるには十分な情報が得られていないことも指摘できる。こうした場合には、無理に特定の分布型を当てはめるよりもノンパラメトリックな方法を用いることが適切な場合もあろう。ノンパラメトリックな方法が持つ短所としては、データの範囲を超えた高齢級での分布の形状を知ることができないことと、図II-2の場合のように推定された危険率関数が滑らかな形をしていないことがあり、そ

のため、表II-1に見られるように伐採予測に用いた場合の齢級別の伐採面積の予測値が大きく上下に変動することがある。しかし、前者については、パラメトリックな方法で高齢級での分布の形状を推測できたとしても、それはかなり不確実なものでしかない。また、後者については、齢級別の伐採面積が問題であれば、ノンパラメトリックな方法は確かに好ましくないが、全ての齢級を足し合わせた伐採面積の予測については、表II-1で見るとおり、パラメトリックな方法と比べて遜色がない。また、既に述べたように、ノンパラメトリックなKaplan-Meier推定量は極めて簡単に計算することができ、今回検討した推定量の中では、格段に実用性が高い。特定の分布型について、その当てはまりがよいのかどうか分からない場合には、予め分布型を仮定することは避け、ノンパラメトリックな方法での推定と予測で十分なのではないだろうか。

1.5 結び

本章では、齢級構成表から得られるデータを切断と打ち切りのあるデータと見なして、最尤法を用い、パラメトリックにあるいはノンパラメトリックに伐採齢分布を推定する方法を提案した。このうち、ノンパラメトリックな方法であるKaplan-Meier推定量は推定法として望ましい性質を備えていることが示されたし、また簡単に推定できることから、これからはこうした方法が鈴木の減反率法に代わる実用的な方法として普及することが望まれる。鈴木の方法より、明らかに推定法として望ましく、また簡単である。それはノンパラメトリックな方法であるため、 Γ 分布を推定するわけではないが、しかし、 Γ 分布にこだわることを望ましいとは考えられない。

残された課題としては、まず第一に、 Γ 分布にとらわれずに、その他の分布型や、いくつかの分布の混合によって得られる分布型、あるいはノンパラメトリックな方法を用いて、現実に観測される伐採齢分布の形状について理解を深めていくことが必要であると考えられる。

また、新しい方法の予測精度はBlandonの方法と同程度には優れていたが、やはり伐採面積を過大に推定する点では改善が見られなかった。これは、1期前の伐採齢分布が次の期間も成り立つと仮定した上での予測の限界と考えられる。現実には、第1部第1章で特定の林家について見たように、伐採齢分布、あるいはそれで表される林業経営体の伐採性向は時代とともに変化していると考えられる。特に林業不況が続く近年、伐採性向は年々低下していると考えられ、これを考慮していないことが過大予測の原因であることは異論のないところであろう。これに対しては、本章で示した方法を拡張して、共変量を導入し、伐採性向の変化を捉えた上で予測を行う方法を開発することで、アプローチできると考えられ、続く次章ではこれを行う。

2 共変量を導入した伐採齢分布の分析と森林資源動態の予測

2.1 はじめに

民有林において森林がどれくらいの林齢で伐採され、その結果資源構成がどのように変化するのかを予測する手段としては、これまで我が国では唯一、減反率法（鈴木、1972、1979）だけが幅広く普及し、使われてきた。しかしながら、既に序章や第II部第1章でも論じたように、減反率法はすぐれて社会経済的な現象である民有林の伐採行動を分析し、それについての予測を導く手段としてはふさわしくない性質を持っている。第一に、減反率法は直径成長が単位直径が一定の率で成長するPoisson過程であることと、伐採が林木の直径がある大きさ、例えば柱角適寸に達したときに起こることを仮定した上で、伐採齢が Γ 分布することを導き、その性質を利用している。しかし現実には、森林の伐採はこのように一定の大きさに達したら機械的に行われるのではなく、その時々所有者の経済状態、木材価格や伐出費用、再造林費用など、林業経営を取り巻く経済環境に左右されると考えられる。これは第I部の2つの章で見たとおりである。従って、初めから伐採齢が Γ 分布することを仮定する減反率法で民有林における伐採行動をよく把握することができるのかどうか疑問が残る。そして、減反率法は伐採予測を行う際、観測された伐採傾向が予測を行う将来期間も継続して成立することを仮定するが、林業経営を取り巻く経済環境は時間とともに変化している。実際、減反率分布の平均や分散が時系列的に変化していることは確かめられており（田中、1980、松下、1992、Blandon、1994）、減反率法が一般に過大な伐採量を予測するのは、この変化を予測できないからであるとされている。

このような減反率法の短所を克服すべく、これまでに2種類の拡張が提供されてきた。1つは、林野庁企画課(1984)による拡張で、そこでは、1地域の森林を減反率分布に従って伐採が起こるグループ（減反率グループ）と、地利条件などから伐採が不活発で、減反率分布とは無関係に伐採が起こるグループ（非減反率グループ）とに分け、減反率グループにだけ減反率法を適用し、非減反率グループではきわめて低調な伐採を仮定する。そして、非減反率グループの割合を任意に定めてシミュレーションをしたり、あるいは非減反率グループの割合が木材価格や林道延長に依存する式をたてて、将来を予測することで、経済環境の変化に対応して地域の伐採傾向が変わることをモデル内に組み込もうとい

うものである。もう1つは、ブランドン(1996)の第4章において展開されているもので、減反率分布の平均と分散が木材価格と時間とに依存する式を推定し、その関係を用いて、将来の減反率分布を予測しようという方法である。

これら2つの方法は、鈴木¹の減反率法では時間とともに地域の伐採傾向が変わることを予測に組み込めない点を克服しようという試みではあるが、いずれも、 Γ 分布をモーメント法で推定するという点では減反率法に基づいている。しかし、第4章で見たように、 Γ 分布を用いることには疑問が残るし、また、分布の推定にモーメント法を用いることは避けるべきである。本章ではCox (1975)のProportional Hazard Model (以下、PHM)を用いて、民有林の伐採行動を把握し、資源動態の将来予測を行うことを試みた。PHMは第4章で用いたノンパラメトリックな伐採齢分布の推定法である、Kaplan-Meier法に共変量を組み込めるよう拡張されたものと見なすことができる。そのため、この方法では、伐採齢の分布がその時々²の林業経営を取り巻く経済変数に依存するモデルを推定することができ、従って、将来の経済変数の変化を予め予測できれば、それへの依存関係を用いて、伐採齢分布の変動を予測することが可能となる。そしてこの方法では、モデルの推定を、伐採齢の分布形に関して一切の仮定をおくことなく、ノンパラメトリックに行うことができるという利点がある。こうしたことから、この方法は、減反率法やその拡張に代わりうる方法として、民有林における伐採行動の理解と予測に役立つことが期待できる。

2.2 計量モデル

本節では、地域の齢級構成表をもとにPHMを用いて伐採齢分布を推定する方法について述べる。特に、複数の地域森林計画区、複数の期間のデータを用い、また、共変量として、地域林業の経済環境を表す変数を使う場合のモデルを導く。

伐採齢とは林分が植栽されてから伐採されるまでの時間 T のことであり、これが何らかの確率分布に従っていると考え、これを伐採齢分布と呼ぶ。この伐採齢分布を表す関数として、確率(密度)関数 $f(t)$ とともに、生存関数 $F(t)$ と危険率関数 $h(t)$ を考える。生存関数は、

$$F(t) = \Pr(T \geq t)$$

危険率関数は、

$$h(t) = f(t) / F(t)$$

と定義され、これら3つの関数は、それらのうちどれか1つが特定されれば、他の2つは一意に求まる関係にある。

本研究で用いるCoxのPHMはこれらの関数のうち、危険率関数を用い、それが共変量に依存することを定式化したモデルである。通常用いられる特定化では、共変量のベクトルを z 、対応する回帰パラメータを β とすると、危険率が、

$$(1) \quad h(t; z) = h_0(t) \exp(z' \beta)$$

の形を取ることを仮定する。ここで、 $h_0(t)$ は基準危険率と呼ばれるもので、 $z=0$ の場合の危険率を与える。

推定法について述べる前に、まず、PHMの基本的な仮定について見ておこう。(1)を使って、異なる共変量を持つサンプルの危険率の比をとると、

$$\frac{h(t; z_1)}{h(t; z_2)} = \frac{h_0(t) \exp(z_1' \beta)}{h_0(t) \exp(z_2' \beta)} = \frac{\exp(z_1' \beta)}{\exp(z_2' \beta)}$$

となり、この比は時間 t とは無関係に一定となっている。これがこのモデルの基本的な仮定である比例危険率の仮定である。すなわち、PHMでは、個々のサンプルの危険率関数は同じ形状のまま、共変量の大きさによって比例的に高くなったり、低くなったりすることを仮定し、この比例的な危険率関数の増減に共変量の影響を見ようというのである。なお、回帰式部分が危険率に与える影響を特定化するのに指数関数がいられるのは、回帰式の部分がどのような値を取ろうと、その指数値は正となり、危険率が負になるという矛盾を防ぐことができるためである。

このように、共変量の影響がどの時点でも同じように働くという仮定をおく代わりに、PHMは基準危険率の形状に何の仮定もおかないですむという便利さを持っている。そのため、この方法は伐採齢分布がどのような分布に従っているのか分からない場合にも用いることができる。危険率が(1)のように表され、 $h_0(t)$ の形状について何の情報もないと仮定する場合、推定には部分尤度がいられる (Kalbfleisch and Prentice, 1980, 76-78)。それぞれの時点 t_j で1個体ずつが死亡していく場合の部分尤度は、

$$(2) \quad L(\beta) = \prod_j \frac{h_0(t_j) \exp(z_{(j)}' \beta)}{\sum_{i \in R_j} h_0(t_j) \exp(z_i' \beta)} = \prod_j \frac{\exp(z_{(j)}' \beta)}{\sum_{i \in R_j} \exp(z_i' \beta)}$$

と書ける。ただし、 (j) は t_j で死亡する個体を示す番号、 R_j は t_j で死亡する可能性のある全ての個体の集合を表す。(2)の中央の式では、それぞれの時点 t_j についての尤度が、その時点で生き残っている全ての個体の中から、実際に死亡した個体が死亡する確率で与えられ、部分尤度はそれを死亡が起こった全ての時点について掛けあわせたもので与えられる。この中央の辺の分子と分母それぞれに含まれる基準危険率が約分され、右辺の基準危険率を含まない部分尤度が得られる。最終的に用いられる尤度関数がこのように基準危険率を含まないことから、 β の推定を基準危険率の形状とは無関係に行うことができるのである。また、さらに便利なことには、基準危険率自体は β の推定値を得た後に、それを用いて推定することができる (e.g. Lawless, 1982, 359-362)。その推定法の導出は、共変量を含

ない、同質のサンプルに対するKaplan-Meier推定法と基本的に同じであり、基準危険率の最尤推定量は、もしも全ての個体について $z=0$ であれば、Kaplan-Meier推定量に一致する。そしてこのことから、PHMは前章で紹介したノンパラメトリックな伐採齢分布の推定法であるKaplan-Meier推定量を拡張して、共変量を導入したものと見なすことができるのである。

(2)は死亡が起こる時点で、1個体ずつが死亡する場合の部分尤度であるが、死亡が起こる時点で複数の個体が同時に死亡する場合には、部分尤度は計算が非現実的なほどやっかいな形を取る。そのため、いくつかの近似法が使われるが、本研究ではその中でもよく用いられる、次のPeto-Breslowの近似を用いた。

$$(3) \quad L(\beta) = \prod_j \frac{\exp(\sum_{k \in D_j} z_k' \beta)}{\left\{ \sum_{i \in R_j} \exp(z_i' \beta) \right\}^{d_j}}$$

ただし、 D_j は t_j で死亡した個体の集合を表し、 d_j はその個体数を表す。同時に死亡する数が増えるほど(3)の近似による推定値は大きなバイアスを持つ。年齢構成表のように、時間の単位が5年でまとめられている場合には、多くの面積が同時に伐採されたと扱われることになり、このタイの問題が非常に大きいことには注意しなければならない。

最後に、階層化を用いたモデルの拡張について述べておこう。異なる計画区についての年齢構成表が得られ、そのデータをPHMを用いて分析する場合、地域の異質性の処理方法の一つは、それぞれの地域の林業を取り巻く経済変数を共変量として組み込むことであるが、しかし、林業経営体の伐採行動に影響を持つ地域の異質性を余すところなく表すような共変量を全て揃えることは不可能である。いくつかの共変量が得られたとしても、それでは説明できない異質性が残るものと考えられる。その場合、それぞれの地域の基準危険率がそれぞれ異なることを仮定して、そこに共変量では説明されない地域の異質性を吸収することが考えられる。このような方法を階層化という。この場合、(2)や(3)が個々の地域における時系列データについての部分尤度を与え、それを全ての地域について掛け合わせたものが最大化すべき全体の部分尤度となる。本研究で実際に用いた部分尤度関数については後出の(4)を参照されたい。このようにそれぞれの地域に対して基準危険率を与えることにより、地域間では基準危険率関数の形状が比例的である必要はなくなる。ただし、1つの地域の中では時系列的な危険率の変化が共変量の値の変化に応じて比例的に起こることは仮定される。さらに、共変量の係数は全ての地域に共通であると仮定され、従って、共変量の変化に伴う危険率の変化率はどの地域においても同じ大きさであると仮定することになる。

なお、地域の異質性の処理のもう1つの方法として、共変量に各地域のダミー変数を入れることが考えられるが、これは地域の基準危険率が異なるものの、それが比例的にだけ異なっていることを仮定

することになり、階層化は危険率の地域差に関してこの方法よりは緩やかな仮定を置いてすませることになる。

2.3 研究対象地域と資料

研究対象地域は紀伊半島の7つの旧地域森林計画区である。ここで旧とは、1991年の森林法改正より前の計画区のことを指す。これらの計画区について5年間隔で1980、1985、1990、1995年頃の針葉樹人工林の齢級構成表を得た。齢級構成表を得た年は計画区によって多少ずれているが、便宜的に以下ではどの計画区についても1980、1985、1990、1995年の齢級構成と一括して呼び、また1980～1985年を第1期、1985～1990年を第2期、1990～1995年を第3期と呼ぶ。7つの計画区とそれぞれについて資料を得た初めの年は表II-2の通りである。

地域の概況について、表II-3は1990年センサスを資料に各計画区の森林資源の状況をまとめたものである。まず林野率を見ると、紀伊半島の中央部に位置する奈良県の計画区で94～97%と最も高く、次いで和歌山県では91、92%である。三重県の各計画区はこの地域の中では最も開けており、その林野率は86～72%となっている。しかし、それでも全国平均よりは高い林野率となっている。また、人工林率も全ての計画区で全国平均を上回っているが、特に高いのは、東紀州（70%）、中勢南部（65%）、熊野川（65%）である。東紀州は尾鷲、中勢南部は松阪、熊野川は新宮というようにい

表II-2 研究対象地域

	旧地域森林計画区	該当市町村	第1期期首年
三重県	1 中勢南部	松阪市、飯南町、飯高町（飯南郡）、多気町、明和町、大台町、勢和村、宮川村（多気郡）	1979
	2 南勢志摩	伊勢市、鳥羽市、玉城町、二見町、小俣町、南勢町、南島町、大宮町、紀勢町、御園村、大内山村、度会町（度会郡）、浜島町、大王町、志摩町、阿児町、磯部町（志摩郡）	1980
	3 東紀州	尾鷲市、熊野市、紀伊長島町、海山町（北牟婁郡）、御浜町、紀宝町、紀和町、鷺殿村（南牟婁郡）	1978
和歌山県	4 熊野川	新宮市、熊野川町、本宮町、北山村（東牟婁郡）	1978
	5 古座川	那智勝浦町、太地町、古座町、古座川町（東牟婁郡）	1979
奈良県	6 北山川	上北山村、下北山村（吉野郡）	1981
	7 下十津川	十津川村（吉野郡）	1981

表II-3 森林資源概況

	林野面積(ha)	林野率(%)	人工林率(%)	スギ/ヒノキ
中勢南部	78,352	76	65	1.48
南勢志摩	82,538	72	50	0.54
東紀州	84,859	86	70	0.54
熊野川	46,402	91	65	1.05
古座川	48,544	92	57	0.79
北山川	38,208	94	46	1.66
下十津川	64,353	97	52	3.22
全国		66	42	1.88

資料：1990年世界農林業センサス

いずれも地域内に木材の集散地を抱える古くからの林業地であることが人工林率の高さに現れていると見られる。また、スギとヒノキの面積比率は、尾鷲地区を抱える東紀州と南勢志摩でヒノキの比率が高く、反対に、熊野川上流にあたる下十津川と北山川、また中勢南部ではスギの比率が高い。

これらの計画区の過去の齢級構成表から次の数値を得た。まず、1990年までの齢級構成表は15齢級以上の面積が一括りにされているので、分析には14齢級までの齢級別面積を用いることとした。そして、計画区*i*、第*s*期において期首の齢級が*j*であった森林面積 r_{isj} を期首の齢級構成表から読みとり、また、これに対応して、期末の齢級構成表から、期間中に伐られた森林面積 d_{isj} 、伐られずに次の齢級に進級した森林面積 c_{isj} を読みとった。これらの変数の間には、

$$r_{isj} = d_{isj} + c_{isj}$$

という関係が成り立っている。これらの変数を、3期、7計画区、13齢級分について得た。ただし、齢級構成表の資料としての精度が低く、前後する齢級構成表を比べたとき、

$$r_{isj} < c_{isj}$$

となってしまう場合がいくつかあった。その場合には、伐採が起らなかったものとして、

$$r_{isj} = c_{isj}, \quad d_{isj} = 0$$

とした。

一方、共変量としては、各計画区に対してデータが利用可能なもので、その時系列的な変動が伐採齢分布に影響を与えることが予想されるものを選んだ。その結果、①在村者所有面積比率、②林業労働者密度、③林道密度、④立木価格の4つの変数を用いることとし、これらの変数についてのデータを3期、7計画区について得た。まず、在村者所有面積比率は1980年、1990年世界農林業センサスの林業地域調査から、在村者が所有する森林面積を計画区単位で集計し、計画区の森林面積に対する比を取った。そして、これらの値を第1期と第3期の値とするとともに、第2期に対しては、80年と90年の平均値を当てた。なお、センサスでは在村、不在村の区別が市町村単位で行われているため、

表II-4 共変量の単位と要約統計量

	単 位	平 均	標 準 偏 差	最 小	最 大
在村者所有面積比率	(無名数)	0.574	0.190	0.324	0.899
林業労働者密度	人/人工林面積1ha	0.015	0.005	0.007	0.026
林道密度	m/現況森林面積1ha	3.641	0.802	2.345	5.486
立木価格	円/m ³	36,558	8,605	21,126	48,252

資料：国勢調査、世界農林業センサス、山元立木価格調べ、消費者物価指数年報

計画区単位に集計したとはいえ、在村、不在村の定義はこれに従うことになる。次に、林業労働者密度については、国勢調査から各計画区の期首の林業労働者数を拾い、これを農林業センサスから得られた人工林面積で割ることで、密度を計算した。なお、第2期の人工林面積はやはり80年と90年の平均を当てた。林道密度は、1980年、1990年の農林業センサスから1980年、1990年時点での現況森林面積1ha当たりの林道密度を算出し、1985年については1980年と1990年の中間の値を当てた。なお、センサスの林道延長には公道は含まれていない。最後に、立木価格については、日本不動産研究所の山元立木価格調べから毎年の県別のスギとヒノキの立木価格を拾い、それをそれぞれの計画区ごとに表II-3で示したスギとヒノキの面積比率で加重平均した立木価格を地域の値とした。さらに、それを消費者物価指数（1995年基準、全国）でデフレートし、最後に5年間ずつの平均を取りそれぞれの期間に当てた。立木価格はもともとなるデータが県単位でしか得られなかったため、資料としての適切さに問題があることは否めない。また、そもそも年齢構成表が針葉樹人工林一本のものしか揃わなかったため、スギとヒノキを合わせて扱っていることは、分析自体の問題であり、また、そのために、立木価格については、スギとヒノキの面積による加重平均を取ることもとなった。以上の変数についての7計画区、3期分のサンプルの要約統計量を表II-4に示した。

2.4 伐採年齢分布の推定

計画区*i*、第*s*期の共変量のベクトルを z_{is} 、対応する回帰パラメータを β で表すと、各年齢級の危険率についての階層化されたPHMは、

$$h_{is}(j) = h_i(j) \exp(z_{is}' \beta) \quad i = 1, \dots, 7, j = 1, \dots, 13, s = 1, \dots, 3$$

となる。 $h_i(j)$ は計画区*i*、*j*年齢級の基準危険率である。そして、このモデルに対応して、階層化を導入し、部分尤度(3)を拡張すると、

$$(4) \quad L(\beta) = \prod_{i=1}^7 \prod_{j=1}^{13} \frac{\exp(\sum_{s=1}^3 d_{isj} z'_{is} \beta)}{\left\{ \sum_{s=1}^3 r_{isj} \exp(z'_{is} \beta) \right\}^{\sum_{s=1}^3 d_{isj}}}$$

となる。

推定結果は表II-5(1)の通りであった。共変量は全て対数を取っているので、パラメータ推定値の大きさは、弾力性、つまり共変量が1%変化した時の、危険率の%変化の大きさを意味する。危険率の変化は在村者所有面積比率と正の関係を持ち、この変数に対して感応的である。また、林業労働者密度も危険率と正の関係を持っている。他方、立木価格と林道密度は負の関係となった。なお、それぞれの係数がゼロと有意に異なるかどうかについての検定は、全ての係数について1%水準で有意差を認めることができるが、これは、面積1ha分の森林を観測単位とし、736,008個の観測個数を得たと考えた場合の結果である。同じサンプルによる推定でも、この観測単位を1haとするか、あるいは例えば1aとするかによって、係数の推定値自体は変わらないものの、仮説検定の結果は影響を受ける。従って、仮説検定の結果にはあまり意味はないと見るべきである。

在村者所有面積比率の係数が正の値を取ったことについては、一般に在村者の方が不在村者よりも林業収入に頼る傾向が強かったり、あるいは林業経営に積極的である（大塚・藤掛, 2000）と考えられるから、在村者に所有されている森林が多いほど、伐採が盛んになり、危険率が高まるのは妥当な結果であると解釈できる。第I部第2章で徳島県上那賀町古屋川流域の伐採について分析した結果からは、不在村の大規模所有が活発な伐採をしていることが読み取れた。それとここでの結果とを比べると、相反するが、それはここで対象としている紀伊半島の南部では、林業を主業とする大規模所有が在村である場合が多く、不在村所有といえ小規模所有者が離村して都会へ出ていると

表II-5 PHM推定結果

	(1)	(2)
在村者所有面積比率	2.844 (0.158)	2.503 (0.150)
林業労働者密度	0.446 (0.048)	0.449 (0.036)
林道密度	-1.909 (0.094)	-
立木価格	-0.231 (0.071)	-
LR	chi2(4)=1,888	chi2(2)=1,468
観測個数（面積ha）	736,008	736,008

注：変数は全て対数をとってある。

()内は標準誤差。

いう場合がほとんどであることから、上で述べたような解釈がこの地域ではよく当てはまり、在村所有者がより活発に伐採を行うという結果が出たものと考えられる。また、林業労働者密度が高いことは、その地域で伐採とその後の再生林のための働き手を調達しやすいことと、林業生産、林業収入の必要性が高いことを意味するから、やはり伐採が盛んであることと結びつきやすいものと考えられる。ちなみに、このように伐採の危険率がその地域の林業経営の性格を表す在村者所有面積比率と林業労働者密度に依存するとすることは、一般に生産関数を資本と労働の投下量に依存して生産量が決まるものと定式化することと共通性を持つように思われる。1つの地域において林業経営体の資本の投下量を知ることは難しいから、地域の林業経営体の活発さをはかる在村者所有面積比率をその代理変数と考え、労働投下量を計画区の面積の差を考慮した林業労働者密度ではかるならば、これらの変数に依存した伐採危険率の推定は、地域の林業生産関数の推定と見ることができるとはならないだろうか。

これらに対し、林道密度と立木価格の伐採の活発さへの影響には正と負両方が考えられる。林道密度については、それが高ければ、その地域での伐採やその後の再生林を容易にし、伐採を活性化させると考えられる反面、このところ紀伊半島において、あるいは全国的な傾向として、皆伐を避け、間伐収入を柱に林業経営を行うようになってきているが、路網が整備されると、間伐によって収入を得やすくなり、この傾向を強めることがあると考えられる。例えば、今回の研究対象地域内では、三重県海山町などにその例を見ることができるとは思われる。本研究でいう伐採とは皆伐のことであるから、林道密度はこれに対し、正負両方の効果を持つと考えられるのである。係数推定値は負の値を示し、絶対値も1.9とかなり大きいのが、これは、路網の整備が観測期間の15年の間には、むしろ皆伐を避け、間伐に頼る林業経営へのシフトを促す効果が大きかったことを表しているのではないかと考えられる。また、立木価格の下落は第1部第1章で示したように、長伐期化や伐採放棄につながると思われ、従って、その意味では危険率に対して正の効果をもたらすものと考えられるが、反対に、立木価格が下落すると、少なくとも短期的にはいわゆる窮迫販売の効果を持つことがあり、一定の収入を伐採収入に頼っている林業経営体は伐採量を増やすことがあり得る（興梠,2000,58-60）。この場合、立木価格の危険率に対する影響は負となる。係数推定値の符号が負で、しかし絶対値が小さいという結果が得られたことは、正負両方の影響が拮抗していて、立木価格が危険率に対してはっきりした影響を持たなかったことを意味していると解釈できる。また、この結果と第1部第1章での結果との相違については、第1部第1章では、1林家を長期にわたって観察したのに対し、ここで用いた資料は3期、15年という比較的短い期間についてのものであるということが指摘できる。ただ

表II-6 14齡級以上残存確率

	1980-1985	1985-1990	1990-1995
中勢南部	0.27	0.29	0.67
南勢志摩	0.57	0.51	0.69
東紀州	0.49	0.34	0.58
熊野川	0.36	0.53	0.89
古座川	0.32	0.43	0.67
北山川	0.24	0.52	0.71
下十津川	0.31	0.72	0.81
平均	0.37	0.48	0.72

表II-7 14齡級以上生存確率の回帰式推定結果

	Fixed Effects OLS	
	(3)	(4)
在村者所有面積比率	3.334*	2.939*
	(1.774)	(1.635)
林業労働者密度	1.009*	0.795*
	(0.488)	(0.420)
林道密度	0.390	—
	(0.790)	
立木価格	-0.632	—
	(0.701)	
定数項	11.61	4.340
R ² (within)	0.78	0.75
(between)	0.18	0.17
(overall)	0.19	0.20
観測個数	21	21

注：変数は全て対数をとってある。

*は有意水準10%で有意。

()内は標準誤差。

し、この立木価格の変数については、既述の通り、変数の作り方にやや無理があるので、立木価格が民有林の伐採行動に与える影響について、はっきりした結論を導くことはできない。

次に、伐採の活発さと以上の4変数の関係を確認するために、補足的に、14齡級以上生存確率を従属変数とする回帰分析を行った。14齡級以上生存確率は、各期の各計画区に対して、

$$\hat{S}_{is,14} = \prod_{j=1}^{13} (1 - \hat{h}_{is}(j))$$

で計算される。ただし、 $\hat{h}_{is}(j)$ は危険率のKaplan-Meier推定値である。14齡級以上生存確率は、文字通り、森林がその時点の危険率のもとで14齡級以上まで生き延びる確率であり、伐採が活発で、危険率が高ければ、この確率は小さくなる。表II-6は実際に従属変数として用いた14齡級以上生存確率を示したものである。この $\hat{S}_{is,14}$ を z_{is} にFixed Effects Modelを使って、4つの変数に回帰させた。結果は表II-7(3)の通りであった。この場合には、林道密度と立木価格の係数は有意ではなかった。従って、表II-7(4)では、これらの変数を除いた再推定の結果を示した。在村者面積比率の係数は先と同様に、

正でかなり弾力的であり、林業労働者密度の係数は1.0もしくは0.8程度で非弾力的であった。

この14齢級以上生存確率の回帰式推定結果と先のPHM推定結果を合わせて考えると、伐採の強度への影響が明らかな地域林業変数としては、在村者所有面積比率と林業労働者密度が考えられる。立木価格と林道密度については、理論的に正負両方の効果が考えられ、推定結果もはっきりした影響を検出するには至らなかった。そこで、以下に述べる資源動態の予測では、在村者所有面積比率と林業労働者密度の2変数を共変量として用いることとした。2変数を共変量とするPHMの推定結果は表II-5(2)に示した。

2.5 資源動態予測への応用

減反率法を初めとする従来の伐採面積と齢級構成の将来予測は、最新の資料から推定した伐採傾向が将来にわたって続くことを仮定して行われていた。しかし、PHMを用いて共変量と危険率の関係が推定され、さらにそれに加えて、共変量の将来の予測値が得られるならば、それに依存して変動するような将来の危険率を予測することが可能である。以下では前節で導いた表II-5(2)のPHM推定結果を資源動態の予測に応用し、その意義について述べる。

2.5.1 短期予測における予測精度の改善

まず初めに、共変量を導入することで予測の精度が高まるかどうかを確かめる。そのために、IVで用いたのと同じデータを用い、共変量を導入する場合については、第1期と第2期のデータから、在村者所有面積比率と林業労働者密度を共変量とする階層化されたPHMを推定し、それによって得たパラメータと基準危険率の推定値と、第3期の在村者所有面積比率と林業労働者密度（ともに1990年の農林業センサスと国勢調査の結果から作成したもの）から、第3期の危険率関数をそれぞれの計画区に対して推定し、それをもとに、第3期末、つまり1995年の齢級構成を予測した。他方、共変量を使わない場合には、第2期の危険率のKaplan-Meier推定値を第3期に当てはめ、第3期末の齢級構成を予測した。この方法は、観測された最近の伐採傾向が予測を行う将来期間においても不変であることを仮定している点で、従来用いられてきた減反率法などと同種のものである。なお、ここで、第3期の共変量の値には実現値を用いている。実際に予測を行う場合にはこのようなことは難しく、共変量の値も予測しなければならないと考えられるが、ここでは、共変量の予測そのものにまつわる誤差を除去して、予測の精度についての比較をするため、このような方法を採用した。

2つの予測法の精度を見るには、それぞれの方法で予測された1995年の齢級構成を実際に観測された1995年の齢級構成を比べる。表II-8は2つの予測法それぞれについて、各齢級での予測誤差の2乗を

表II-8 齡級毎の予測の二乗誤差の和の比較

	共変量を用いた予測 (a)	共変量を用いない予測 (b)	a/b
中勢南部	90,789	728,559	0.12
南勢志摩	923,663	1,103,497	0.84
東紀州	291,673	356,330	0.82
熊野川	1,122,417	1,297,102	0.87
古座川	215,113	343,018	0.63
北山川	26,371	15,939	1.65
下十津川	146,638	120,415	1.22
7計画区計	2,816,664	3,964,860	0.71

全ての齡級について足し合わせた値を計画区毎に示したものである。共変量の導入は全ての計画区で予測精度を高めたわけではないが、7つのうち5つの計画区で予測の二乗誤差が小さくなり、全体では予測の二乗誤差を約3割減らすことができた。前出の表II-6から読み取ることができるように、第2期から第3期へかけては全ての計画区で伐採が低調になり、14齡級以上生存確率が高まっている。予測の精度を高めることができた計画区では、共変量を用いた予測は、用いない場合と比べ、この伐採強度の低下を在村者所有面積比率と林業労働者密度の低下からよりよく予測し得たことになる。このように、危険率と地域林業の状態を表す共変量との関係が推定されておれば、共変量の将来の値が得られた場合、将来の危険率をよりの確に予測でき、より正確な資源動態の予測につなげることが可能であると考えられる。

2.5.2 長期予測における共変量導入の影響

次に、共変量を導入した長期的な森林資源動態の予測を試みた。将来の共変量の値が予測できれば、将来の危険率を予測することができ、5年毎の齡級構成を順次予測することができる。そこで、前節で推定した表II-5(2)に、2つの共変量の将来予測値を当てはめて、2030年までの齡級構成の変化を予測した。

2つの共変量のうち林業労働者密度については、その将来予測値をコーホート法により得た。すなわち、計画区ごとに20歳以上、5歳括りの年齢階別林業労働者数を得て、1990-1995年のコーホート純参入率が将来にわたって続くと仮定し、また、最若年層である20-24歳階層への参入については1985-1990年、1990-1995年の労働者数の平均が将来にわたって続くと仮定した。これらの仮定の下で得られた将来の林業労働者数を1990年の人工林面積で除して、林業労働者密度の将来予測値を得た。結果を10年おきに示すと表II-9の通りであった。また、在村者所有面積比率は、5年毎に m % ず

表II-9 林業労働者密度の仮定

	1980	1990	2000	2010	2020	2030
中勢南部	2.15	1.57	1.18	0.78	0.65	0.66
南勢志摩	1.29	1.16	0.67	0.40	0.26	0.22
東紀州	2.16	1.14	0.85	0.66	0.65	0.70
熊野川	2.63	1.18	1.04	0.94	1.03	1.22
古座川	1.71	1.24	0.55	0.29	0.24	0.24
北山川	1.59	0.75	0.46	0.24	0.15	0.10
下十津川	1.81	0.73	0.43	0.26	0.21	0.17

注：密度は人工林100ha当たり人数。1980年と90年は実現値。

表II-10 在村者森林面積比率の仮定

	1970	1980	1990	2000	2010	2020	2030
中勢南部	0.83	0.79	0.67	0.60	0.54	0.48	0.44
南勢志摩	0.93	0.90	0.89	0.86	0.84	0.82	0.80
東紀州	0.78	0.65	0.68	0.64	0.60	0.56	0.53
熊野川	0.40	0.37	0.32	0.29	0.26	0.24	0.22
古座川	0.55	0.51	0.46	0.42	0.39	0.36	0.33
北山川	0.54	0.42	0.34	0.27	0.21	0.17	0.13
下十津	0.59	0.59	0.45	0.39	0.35	0.30	0.27
上十津	0.35	0.35	0.28	0.25	0.23	0.20	0.18

注：1970年、80年、90年は実現値。

表II-11 針葉樹人工林齢級構成の予測

	齢級別構成比率 (%)		
	1-7齢級	8-12齢級	13齢級以上
(a) 危険率変化 (階層化PHM)			
2010年	23.1	63.3	13.6
2020年	17.7	53.4	28.9
2030年	18.2	24.3	57.5
(b) 危険率90-95水準で一定			
2010年	26.1	60.2	13.7
2020年	25.1	48.2	26.7
2030年	30.1	20.8	49.1
(c) 危険率80-85水準で一定			
2010年	38.9	52.8	8.3
2020年	46.3	39.0	14.7
2030年	59.6	16.4	24.0

つ減少すると仮定し、 m の値は計画区毎に1970-1980年、1980-1990年の変化率の平均から求めた。結果を10年おきに示すと表II-10の通りであった。

これらの数値を前節で推定した表II-5(2)のモデルに当てはめて、5年毎の危険率を推定し、それを用いて、2010～2030年の年齢構成を予測した。なお、14年齢以上の危険率には、12年齢と13年齢の危険率の予測値の平均を使った。また、伐採された森林は全てすぐに再造林されると仮定した。こうして予測された年齢別面積を7計画区分足し合わせて表II-11の(a)が得られた。表の(b)には比較のために、90-95年の危険率が続くとして仮定した場合の年齢構成の予測を掲げてある。

(a)と(b)との比較から、共変量を導入することで将来の資源動態の予測が異なりうることが分かる。危険率が一定であると仮定した(b)の場合、保育の時期に当たる7年齢までの割合は25～30%程度で推移すると予測されるが、共変量を導入した(a)では、この割合は20%前後とより小さくなることが予測される。これは、今後も不在村所有者が増え、林業労働者が減るならば、伐採はますます低調になることがPHMを通じて予測され、年齢構成はより高齢に偏ることが予測されるからである。これが共変量を導入しない場合より正確な予測であるかどうかは今の時点では判断できないが、共変量の導入が資源動態の予測において重要な役割を果たしうることは明らかである。

2.6 結び

伐採年齢分布の分析、あるいはそれを用いた資源動態の予測に共変量を組み込む方法を提示した。また、その有効性を示すことができたと思うが、第4節で分析した紀伊半島の事例では、共変量として用いた変数は限られたものであった。より充実したデータセットを得て、伐採年齢がどのような変数と関係しているのかを探っていくことは今後に残された課題である。例えば、上の分析では、不在村者に所有される森林の割合が増えると、伐採が低調になることが推測されたが、現実には、在村所有者の間でも伐採は低調になっている。こうした動きを捉え切れていないことは、今回の分析の不十分な点である。また、第4節で述べたように、得られた推定結果と第1部第2章で見た徳島県での分析結果とを比べると、不在村所有比率が伐採危険率に与える影響は地域によって反対の符号を持つことも考えられる。共変量の選択と推定結果の解釈は、それぞれの事例毎に十分注意して行われなければならない問題である。

第3節で述べたように、推定に用いた部分尤度(3)はあくまでも近似であり、 β の推定値の精度に不安が残る。PHMに属する近似でない厳密な方法はきわめて計算のやっかいな形を取っており、実際に推定に用いることはほとんど不可能である。これに対して、Prentice and Gloeckler(1978)は年齢構成表のよ

うな多くのタイを含む集団データに対して、近似でない厳密な尤度を用いてパラメータを推定する方法を示している。しかしながらこの方法は、PHMと異なり、基準危険率を同時に推定しなければならず、安定した収束値を得ることが難しい。例えば、上で用いた紀伊半島のデータに適用しようとすると、7計画区×13年齢級=91個のパラメータを共変量にかかるパラメータと同時に推定しなければならず、Newton-Raphsonアルゴリズムを使った推定では、最終的な推定値への収束を得ることができなかった。この点も今後の課題である。

III 結論

本研究は伐採齢分布の推定に基づいて、林業経営体の伐採行動に迫り、また、資源動態の予測を行うとする初めての試みであった。第I部の2つの章ではミクロ・データから伐採齢分布を推定する方法を導き、それを用いて林業経営体の伐採行動がどのような要因に影響を受けるのかを探ろうとした。第I部第1章では個別経営体の伐採齢分布の時系列的な変動を木材価格の変動との関係から理解することを試み、第I部第2章では1小流域における伐採齢分布の林業経営体カテゴリーによる違いから、伐採行動の横断面的な違いに迫ろうとした。さらに第II部第2章では、地域レベルで集計されたデータを用いて、地域の伐採危険率が地域林業変数に依存するモデルの推定を試みた結果、在村者所有面積比率と林業労働者密度とを共変量とする、地域林業生産関数と呼びうるような式にたどり着き、地域の伐採の活発さを地域林業変数によってある程度説明できることを見た。このように、伐採齢分布の推定は、個別経営体の時系列分析、1小流域の横断面分析、地域を単位とするパネルデータの分析においてそれぞれ有効であり、林業経営体の伐採行動を理解する上で有意義な結果を得ることができた。

また、日本では伐採および資源動態の予測を行う方法として、地域の齢級構成表から得られるデータに減反率法を適用する方法が定着しているが、第II部では、伐採齢分布の最尤推定法を応用し、これに代わる方法を提示した。Γ分布を仮定する必要がなく、また、推定法として正確な、Kaplan-Meier法や、それに共変量を組み込んだ、Proportional Hazard Modelの応用が森林資源動態の予測に有効であることを示した。森林資源動態の予測あるいは森林計画の方法としては、減反率法や、今回のような伐採齢分布を用いる方法以外にも、線形計画法などの計画手法を用いたり、木材市場の需給モデルを推定するなど、様々な方法が考えられる。それぞれの方法にはそれぞれの長所があり、必ずしも伐採齢分布を用いる方法が優れているというわけではないし、複数の方法の併用や統合も効果的であろう。その中で、伐採齢分布を用いる方法は、各種の計画法と比べると、現実の伐採行動をデータから推定し、それを用いる点に特徴があり、また需給モデルを用いる方法と比べると、齢級別の伐採傾向を扱うので、資源の動態を予測できるという点に特徴がある。従って伐採齢分布を用いる方法は、現実に民有林で成立している伐採行動が今後も続くとしたら、あるいは、共変量を導入し、共変量のレベル

が予想されるシナリオに沿って変化したら、将来の伐採量と齢級配置がどのようなものになるのかをシミュレーションするような場合に最も有効なのではないかと考えられる。

このように、伐採齢分布は林業経営体の伐採行動を映し出すものとして有効であったが、それと同時に、今回の一連の研究から、同じ伐採齢分布の分析であっても、どのようなデータを用いるかによって、林業経営体の伐採行動について見えてくるものが違うということが分かった。例えば、第I部第1章で個別経営の伐採齢分布を長期間にわたって調べると、木材価格の影響が明白であるのに、第II部第2章では、7地域3期間のパネル・データからは木材価格の影響が見出されなかった。しかし、これらは決して互いに矛盾する結果ではなく、それぞれの状況においてそれぞれに理解可能な結果である。このことは、林業経営体の伐採行動についての理解を深め、さらにそれに基づいた予測をよりの確に行っていくためには、様々な地域の様々なデータに対して伐採齢分布を推定し、可能な解釈を積み重ねていくことが必要であることを示唆するものと考えられる。そこで最後に、第I部第1章、第2章、及び第II部第2章の結果から、林業経営体の伐採行動に影響を与える要因についてまとめ、一見互いに相反すると思われる結果についてコメントしておこう。

第I部第1章の結果からは、木材価格の動向が林業経営体の伐採行動を規定する重要な要因であると考えられた。具体的には、径級間相対価格と、実質木材価格の変化が林業経営体の伐採行動を変化させると考えられた。これらは、第I部第1章、また第2章で用いた伐期選択モデルのパラメータでいえば、 P_1 、 P_2 、 C の相対的な大きさが伐採行動に影響を与えるということと理解できる。また、第I部第2章の結果からは、林業経営体の規模などによって、やはり P_1 、 P_2 、 C の相対的な大きさが異なり、それが横断面的な伐採行動の違いを生んでいることが考えられた。さらに、林業経営体間で、むしろ林業経営外部の事情から割引因子 β の値が異なり、そのことも伐採行動に差を生んでいるのではないかと考えられた。こうしたことから、林業経営体の伐採行動を規定する要因として、木材価格、伐出費用、再造林費用、割引因子などのパラメータが重要であろうと考えられた。

これに対し、第II部第2章の結果は、林業経営と林業労働のインプットが多いほど、伐採によるアウトプットも大きくなるという関係を示唆するものであった。なぜこのような関係が観察されたのかを明快に説明することは難しいが、伐採が活発であることは、伐採齢分布が若齢側に偏ることを意味するから、植伐が頻繁に行われ、インプットの水準が高いことと整合的であるということと言える。そして、このことは、堀内家で2段階のリストラクチャリングと伐採齢分布のシフトとが平行して起こったという第2章での観察と符合する。しかし、堀内家の場合、そのような経営方針の転換を促したのが木材価格の動向であったと考えられるのに対し、第II部第2章では実質木材価格と伐採危険率との関係

はマイナスで0に近いものであるなど、なぜ、時間とともに、アウトプットとインプットが比例的に増減したのかを十分に説明することはできなかった。第II部第2章で述べたとおり、短期的には推定結果に現れたように窮迫販売的效果から、実質木材価格が伐採危険率にマイナスの影響を持つことがあるとしても、長期的にはプラスの影響を持つのではないかと考えられ、恐らく、やはり実質木材価格の低迷が林業生産規模の縮小を導いているのではないかと予想される。

また、地域レベルのデータでは、多様な経営体を一括りにすることになるから、個別経営体の反応に現れるほどには、木材価格との直接の関係が現れにくくなるということも考えておかねばならない。とりわけ、第I部第1章で分析対象となった堀内家の林業経営は、専業の大規模林家であり、いわば純粋な林業経営の論理をよく体現した経営であること、そのために、第I部第1章では木材価格の影響がモデルによって期待されるとおりに出たのではないかということには注意しておかねばならない。第I部第2章で見たように、林業経営体の伐採行動は林業経営にとって外部の事情、具体的には兼業の経済状況から影響を受けることがある。第I部第2章では1地域の短期間のデータを扱ったから、木材価格の影響を見ることはできなかったが、このような林業経営体の特性の違いによって、木材価格の影響も異なったものとなる可能性がある。堀内家ではなく、例えば徳島県那賀川下流の大規模経営の伐採齢分布を長期にわたって調べれば、木材価格の影響がまた違った形で現れたかも知れない。そして、第II部第2章の分析は、多様な林業経営体の活動を地域レベルでまとめたデータに基づいていることから、このような異質なものを集計した結果、木材価格の影響について第I部第1章で見たものとは違うものが出てきたのではないかということも考えておく必要がある。

また、第II部第2章の中でも述べたが、不在村所有者と在村所有者とではどちらが活発に伐採を行うかという点についても、第II部第2章と第I部第2章とでは一見相反する結果が得られた。すなわち、第II部第2章の結果からは、不在村所有者の伐採は低調であることが示唆されたが、第I部第2章では、下流や海部グループの大規模不在村所有者が活発な伐採を行っていた。これは、不在村所有者といっても、木頭林業に多く見られるように村外の木材業者や商人が古くから山林を集積し、林業経営を行ってきた現在に至っている場合と、紀伊半島の南部で多く見られるように、もともと在村の小規模所有者であったものが、都会に出た場合とでは、林業経営としては全く異質であるということによるものであろう。同様に、大規模所有者と小規模所有者とではどちらが活発に伐採を行うかという点については、既存研究では、大規模層が活発とは言えないとの結果が出ているのに対し、第I部第2章では、大規模層が明らかに活発な伐採を行っていた。このような場合にも、一概に大規模層ということでの伐採行動を性格づけることはできない。このように、林業経営体の横断面的な伐採行動の違いにつ

いては、それぞれの状況の中で、不在村所有や大規模所有といった性格付けが具体的に何を意味するのかを十分に見極める必要があり、それによって、全く伐採行動へのインプリケーションが異なる可能性があるということには注意しなければならない。

引用文献

- Adams, D. and Haynes, R. W. (1980) The 1980 softwood timber assessment market model: structure, projections and policy simulations, Forest Science Monograph 22. 64pp, The Society of American Foresters, Washington, D. C.
- 赤羽 武 (1978) 育林生産の構造. (日本経済と林業・山村問題. 林業構造研究会編, 532pp, 東京大学出版会, 東京). 141-204.
- 有木純善 (1969) 古屋川流域における林業の展開. (木頭の林業発展と日野家の林業経営. 四手井綱英・半田良一編, 462pp, 農林出版, 東京). 242-300.
- Arronson, T. (1988) Forest taxation and roundwood supply. Scandinavian Journal of Forest Research 3: 387-400.
- Binkley, C. S. (1981) Timber supply from private nonindustrial forests, Yale School of Forestry and Environmental Studies Bulletin 92. 97pp, Yale University, New Haven.
- Blandon, P. (1991) Gentan probability and censored sample theory (I). Journal of Japanese Forestry Society 73: 187-196.
- Blandon, P. (1994) Movements in the parameters of the Gentan probability distribution Journal of Japanese Forestry Society 76: 1-9.
- ブランドン, ピーター (1996) イギリス人が見た日本林業の将来. 142pp, 築地書館, 東京.
- Brannlund, R., Johansson, P.-O., and Lofgren, K. G. (1985) An econometric analysis of aggregate sawtimber and pulpwood supply in Sweden. Forest Science 31(3): 595-606.
- Breslow, N. E. (1970) A generalized Kruskal-Wallis test for comparing k samples subject to unequal patterns of censorship. Biometrika 57: 579-594.
- Brooks, D. J. (1987) Modeling forest dynamics. (In The global forest sector: An analytical perspective. by Kallio, M., Dykstra, D. P. and Binkley, C. S., 706pp, Wiley, Chichester.) 91-108.
- Cleaves, D. A. and Bennett, M. (1995) Timber harvesting by nonindustrial private forest landowners in western Oregon. Western Journal of Applied Forestry 10(2): 66-71.

- Cox, D. R. (1975) Partial Likelihood. *Biometrika* 62, 269-276.
- Cox, D. R. and Oakes, D. (1984) *Analysis of Survival Data*. 201pp, Chapman & Hall, London.
- 福島康記 (1983) 戦後林業の展開と経営体の動向. (林政学. 筒井迪夫編, 241pp, 地球社, 東京). 41-101.
- Heckman, J. J. and Singer, B. (1984) Econometric duration analysis. *Journal of econometrics* 24: 63-132.
- Hultkrantz, L. and Aronsson, T. (1989) Factors affecting the supply and demand of timber from private nonindustrial lands in Sweden: An econometric study. *Forest Science* 35(4): 946-961.
- 飯田 繁 (1988) 中小林家の経営と労働. (戦後日本林業の展開過程. 有永明人・笠原義人編, 270pp, 筑波書房, 東京). 123-147.
- 石崎涼子 (2000) 林家が伐採をするときー岩手県住田町からの報告ー. (スギの新戦略II. 遠藤日雄編, 307pp, 日本林業調査会, 東京). 73-87.
- Jamnick, M. S. and Beckett, D. R. (1988) A logit analysis of private woodlot owner's harvesting decisions in New Brunswick. *Canadian Journal of Forest Research* 18: 330-336.
- 鄭 夏顕・永田 信 (1994) 中・大規模林家の適正規模の計測. *日本林学会大会発表論文集* 105: 15-16.
- Kalbfleisch, J. D. and Prentice, R. L. (1980) *The statistical analysis of failure time data*. 321pp, Wiley, New York.
- Kiefer, N. M. (1988) Economic duration data and hazard function. *Journal of economic literature* 26: 646-679.
- 駒木貴彰・遠藤日雄・辻 敏雄・横山 隆・桜庭正行・佐藤俊信 (1993) 青森県における林家の伐採性向と木材生産予測(I)ー三八上北地域の事例ー. *日本林学会東北支部会誌* 45:5-8.
- 駒木貴彰・遠藤日雄・横山 隆・桜庭正行 (1994) 林家の保有森林面積と伐採性向の関係ー青森県の森林組合加入林家の事例ー. *日本林学会東北支部会誌* 46:163-166.
- 興梠克久 (2000) 伐採と再生林、造林放棄の実態ー宮崎県椎葉・諸塚村からの報告ー. (スギの新戦略II. 遠藤日雄編, 307pp, 日本林業調査会, 東京). 46-72.
- 熊崎 実 (1963) 私有林業の生産活動における地域性ー1960年世界農林業センサス・林家調査結果の分析ー. *林業経済* 175:1-12.
- Kuuluvainen, J. and Salo, J. (1991) Timber supply and life cycle harvest of nonindustrial private forest owners: An empirical analysis of the Finnish case. *Forest Science* 37(4): 1011-1029.
- Lancaster, T. (1990) *The econometric analysis of transition data*. 352pp, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lawless, J. F. (1982) *Statistical models and methods for lifetime data*. 580pp, Wiley, New York.
- 松下幸司 (1992) 伐採齢級の平均と標準偏差の時系列的変化に関する研究ー北海道におけるカラマツを

事例に一. 鹿児島大学演習林報告 20:191-211.

森 義昭(1980) 我国木材の需給に関する計量経済分析. 日本林学会大会発表論文集 91: 49-50.

成田雅美(1997) 森林経営の社会史的研究. 247pp, 日本林業調査会, 東京.

Newmann, G. R. (1997) Serach Models and Duration Data. (*In Handbook of applied econometrics: Microeconomics*. by Pesaran, M. H. and Schmidt, P., 453pp, Blackwell, Oxford). 300-351.

西川匡英(1996) 先進国の森林資源調査—その動向と展望—. 山林 1348: 43-50.

野田 巖・天野正博(1983) 民有林における木材供給予測. 日本林学会大会発表論文集 94: 113-116.

萩 大陸(1989) 製材商品の近代化に関する研究. 101pp, 都市文化社, 東京.

大塚万由・藤掛一郎 (2000) 山村出身者の居住地移動と森林所有—三重県宮川村大杉谷地区を対象として—. 林業経済研究 46(2): 37-42.

Pearce, D. W. and Turner, R. K. (1990) Economics of Natural Resources and the Environment. 378pp, Harvester Wheatsheaf, Hertfordshire.

Prentice, R. L. and Gloeckler, L. A. (1978) Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data. Biometrics 34: 57-67.

林野庁企画課 (1984) 国産材供給システム計量モデル開発調査報告書 (地域モデルの開発) . 122pp, 林野庁企画課, 東京.

柳幸広登(1983) 外材支配下における伐採性向の推移. 32回日本林学会北海道支部大会講演集: 13-15.

柳幸広登(1984) 外材支配下における伐採圏縮小の地域性. 日本林学会大会発表論文集 95: 49-52.

堺 正紘(1993) 自立的展開力を失った森林経営. 林業経済 531:7-13.

四手井綱英・半田良一(1969) 木頭の林業発展と日野家の林業経営. 462pp, 農林出版, 東京.

森林計画制度研究会 (1992) 新版森林計画の実務. 574pp, 地球社, 東京.

鈴木太七(1972) 林業における確率過程論の応用(I). 日本林学会誌 54: 234-343.

鈴木太七(1979) 森林経理学. 197pp, 朝倉書店, 東京.

立花 敏(1993) 立木市場の計量経済学的分析. 日本林学会大会発表論文集 104: 127-130.

田中和博(1979) 時間打ち切り標本からの減反率の推定について. 日本林学会大会発表論文集 90: 123-124.

田中和博(1980) 愛知県における最近の伐採傾向について. 28回日本林学会中部支部大会講演集: 189-191.

田中和博(1981) C方式による減反率計算の一例. 林業統計研究会誌 6: 19-24.

土田志郎(1985) 私有林における木材供給の計量経済分析. 林業経済 436: 12-18.

安村直樹(1992) 木材需給の計量経済学的分析. 日本林学会大会発表論文集 103: 33-34.

Young, R. A. and Reichenbach, M. R. (1987) Factors influencing the timber harvest intentions of nonindustrial private forest owners. *Forest Science* 33(2): 381-393.

謝 辞

伐採齢分布の分析に初めて取り組んでから今日までの5年あまり、多くの方々のご協力により研究を進めることができた。なかでも、第I部第1章をまとめるに当たっては、堀内家の当主、堀内宏樹氏に資料をご提供をいただき、また、分析結果に対して貴重なご助言をいただいた。第I部第2章については、徳島県庁の山根誠氏、小杉純一郎氏、木頭森林組合の藤田真寛氏、榊野千秋氏、中西泰志氏、和田豊一氏から、やはり資料をご提供いただくとともに、結果に対して貴重なご助言を頂戴した。第II部第2章の資料を揃えるに当たっては、三重県庁の辻本秀人氏、奈良県庁の内田亨氏、和歌山県庁の田中雅道氏にご尽力いただいた。手探りの研究にご理解をいただき、支えていただいた皆様に心より御礼申し上げる。また、論文の最終的な取りまとめの段階では、京都大学の竹内典之先生、酒井徹朗先生に原稿を丁寧に読みいただき、有益なコメントをいただいた。記して謝意を表したい。

1990年4月に4回生で配属されて以来、筆者は京都大学農学部森林経理学研究室（現・農学研究科森林・人間関係学分野）に在籍している。この研究は、研究室でのこの10年の試行錯誤の結果であった。ゼミで、調査で、あるいは日常の接触を通して、研究のやり方を身につけさせてくださった研究室のメンバー、関係者の方々に御礼申し上げたい。とりわけ、卒論を御指導いただいて以来、親身になって研究者として育てていただいた有木純善先生、やはり4回生の頃から、惜しむことなく、繰り返し、繰り返し、ご助言をいただき、ご面倒をお引き受けいただいてきた岩井吉彌先生、常によき理解者であり、批判者であり続けてくださった藤原三夫先生には深甚の謝意をお伝えしたい。また、途中1年間の米国留学中には、Yale大学のWilliam R. Bentley先生が、思いもかけず、京都での上記の先生方の役割を引き受けて下さった。この場を借りて心より御礼申し上げたい。

最後に、1989年の夏、その魅力的な林業経営で、私に何とか林業経営というものを理解してみたい、自分なりに表現してみたいとの思いを確信させ、研究者としての出発点を与えてくださった静岡県清水市の片平成行氏に、心よりの感謝を申し上げます。