

学位論文

丸太価格に基づく民有人工林の収穫予測に関する研究

2004 年

東京大学大学院農学生命科学研究科

広嶋卓也

## 目次

1.序論.....	1
1.1.研究の目的.....	1
1.2.収穫予測手法に関する概説.....	1
2.減反率に関する既往の研究.....	5
2.1.減反率の理論.....	5
2.1.1.減反率と林齢空間論.....	5
2.1.2.減反率の導出.....	9
2.1.3.減反率の推定.....	12
2.1.4.減反率の応用事例.....	14
2.2.拡張減反率の理論.....	17
2.2.1.拡張減反率の導出.....	17
2.2.2.拡張減反率の推定.....	19
2.2.3.拡張減反率の応用事例.....	20
3.拡張減反率に関する補足的考察.....	24
3.1.拡張減反率を用いる上での前提条件.....	24
3.1.1.判断基準関数がみたすべき条件.....	24
3.1.2.閾値 $k$ がみたすべき条件.....	25
3.1.3.判断基準の「単位」がみたすべき条件.....	29
3.2.拡張減反率の推定方法と収穫予測への応用.....	32
4.丸太価格に基づく拡張減反率の推定と収穫予測への応用.....	36
4.1.丸太価格と伐採性向.....	36
4.2.丸太価格に基づく拡張減反率の推定.....	37
4.2.1.判断基準関数の構築～丸太評価価格－林齢曲線.....	37
4.2.2.判断基準関数のパラメータの推定.....	41

4.3.丸太価格に基づく拡張減反率の収穫予測への応用.....	45
4.4.丸太価格に基づく拡張減反率と従来型減反率の比較.....	54
5.国レベル収穫予測シミュレーションへの応用.....	61
5.1.木材需給均衡モデルの概説.....	61
5.2.木材需給均衡モデルの改良.....	66
5.3.国レベル収穫予測シミュレーション.....	69
5.3.1.丸太価格の変化に対する伐採性向の応答.....	70
5.3.2.「林産物需給の長期見通し」に即した収穫予測シミュレーション.....	73
5.3.3.シミュレーションのまとめと補足的考察.....	76
6.結び.....	79
謝辞.....	82
引用文献.....	83
資料1：新たな木材需給均衡モデルのアルゴリズム.....	88
資料2：新たな木材需給均衡モデルによる「重要な林産物の需要および供給に関する長期の見通し」に即したシミュレーションの詳細.....	91

## 1.序論

### 1.1.研究の目的

我が国では、森林・林業基本法の制定以降、森林経営の際には木材生産機能よりも公益的機能を重視せよとの声が高まっている（菊沢 2002, 中西 2002, 森林科学編集委員会 2002）。近年では、安価な外材の輸入による木材価格の下落,さらには労賃や生産コストの上昇により、安定的に木材生産を行うことは容易でないが、民有林の森林経営においては、公益性の維持増進をはかるうえで木材生産による経済性を担保することが前提となる（広嶋 2001）。すなわち木材生産は、森林経営の本質であり、時間的、空間的に適切な計画のもと、その生産量を的確に予測することが求められる。

本論では、森林経営における木材生産の依然変わることのない重要性に鑑み、我が国で広域の森林を対象とした収穫予測に用いられてきた減反率法を取り上げ、それに近年の理論的發展をふまえて改良を加え、収穫予測へ適用する。具体的には、木材生産に影響を与える経済因子として丸太価格を取り上げ、丸太価格を減反率へ反映する新たな方法を開発し、全国民有人工林を対象に丸太価格に応じた収穫予測を行うことが本論の目的である。

### 1.2.収穫予測手法に関する概説

森林経営学において、収穫規整および収穫予測のための理論と技術は指導原則の根幹をなすものであり、時代とともにさまざまな方法が考案されてきた。古典的な収穫規整法の流れを井上（1974）、鈴木（1979）、田中（1996）、南雲・岡（2002）に従い簡単に振り返ってみると、収穫規整法は14世紀の区画輪伐法に端を発し、18世紀のBeckmannおよび19世紀のHufnaglによる材積配分法へと発展し、おなじく19世紀のうちにHartigの材積平分法へとつながった。さらに平分法は、Cottaによる面積平分法、折衷平分法へと発展し、このような面積規整の考えは法正齡級配置を指向した齡級法へとつながり、法正林の思想は利用率法、較差法、修正係数法な

どからなる法正蓄積法を生み出した。その後 19 世紀後半には、森林経営に指率なる経済的思考を取り入れた Judeich による林分経済法が発表され、さらには成長率法、照査法などにより査定した成長量を直接収穫の対象とする成長量法が確立された。収穫規整法は 18 世紀以降、主としてヨーロッパにおいて発展し森林経営で実践されてきたもので、我が国国有林においても面積平分法や法正蓄積法の理念は 20 世紀以降、森林経営に取り入れられてきた（南雲 1987）。

今日では、森林経営にコンピュータの計算力を前提としたオペレーションズ・リサーチが取り入れられるようになり、古典的な収穫規整法もオペレーションズ・リサーチを援用することにより、様々な社会経済要因を考慮しつつ柔軟に適用することができるようになった。オペレーションズ・リサーチとは主として意志決定に関連する現象や評価を必要とする現象を、線形計画法などの最適化手法に代表される数理計画や、待ち行列アルゴリズムなどの確率論的手法に代表されるシミュレーションにより抽象化し、分析するものである（日本オペレーションズ・リサーチ学会 2000）。

数理計画は本来、「どのようにすればよいか」という解を求める最適化ツールであるが（森戸・久保 1998）、森林経営に適用する場合には通常、求められた解に対応して収穫量がわかるため、広義に解釈すれば収穫予測の手法と捉えることができる。数理計画のうち、最も早くから利用されている線形計画法について、収穫予測への応用事例を見てゆくと、欧米においては 1960 年代後半から 80 年代にかけて開発された Timber RAM (Navon 1971), MUSYC (Johnson and Jones 1979), FORPLAN (Johnson 1986, Johnson et. al. 1986) などが、森林の多目的利用を配慮しつつ木材生産を予測できるシステムとして森林局の実務に供されてきた (Alston 1987)。我が国では、森林計画の実務に取り入れられるようなシステムは開発されていないが、研究レベルでは、木材生産の保続のみを考慮したもの（南雲・箕輪 1967）に始まり、近年では目標計画法（佐野・坂本 1998）、ファジイ計画法（野上 1991）、パラメ

トリック線形計画法（広嶋 1999）などを用いて欧米同様，森林の多様な機能と調和した持続的木材生産を予測するものが現れた．

その他の数理計画として，収穫予測の概念を拡大して最適施業日程の決定といったネットワーク問題，最適伐採計画の策定といった多段階意志決定を考える場合には，PERT・CPM（Buongiorno and Gilless 1997），動的計画法（Brodie 1978, Martin and Ek 1981, 吉本 2002, 2003a, 2003b）などが用いられてきた．これらの手法は，非線形の関数や離散的な変数さらには確率論的な取り扱いまで考慮することができる．

以上の数理計画には共通するいくつかの問題点が指摘されている．それらは，経済情勢の変化等に伴う目的関数や制約式の係数の変化により最適解が変化しやすいこと（田中 1996），手法を適用する範囲が変化すると制約式の内容が大きく変わり対応が困難となること（田中 1996）などで，さらには我が国特有の問題点として，地位，地利などの立地環境，植生や森林施業体系が複雑であることから，手法を広域に適用する場合に変数や制約式の数が多くなり，コンピュータ処理が困難となること（野田 1995）が指摘されている．結局，我が国における数理計画の利用は，実験の域を出ず，鈴木（1979）が指摘するようにその意義は，問題を単純化し問題の本質を明らかにして，ある仮定の下でどのような森林経営を行えばどの程度の収穫が得られるのかを示してみせることにあるといえる．

それゆえ我が国では，シミュレーションが森林計画の実務に取り入れられてきた．シミュレーションは，「こうしたらどうなるか」を分析する評価ツールで（森戸・久保 1998），現象を自由な形の数式でモデル化できるという点で数理計画よりも柔軟な収穫予測を可能とする．シミュレーションは一般に，時間の取り扱いに関して連続型と離散型，モデルに関して決定論的なものと確率論的なものに分類される（Buongiorno and Gilless 1997）．収穫予測のシミュレーションにおいては中・長期的な予測を目的とする連続型のものが多く，適用する森林タイプに応じて決定論的モデルも確率論的モデルも用いられている．人工林では主として林齢別面積という形

で森林の状態を規定し、状態の推移に関しては、時間とともに順次上位の齢級へ繰り上がるものとし、伐採に関しては平分法などの理念に従い決定論的に取り扱ったもの（天野 1983）、減反率に代表されるように確率論的に取り扱ったもの（2章で詳述）がある。天然林では主として直径階別立木本数という形で森林の状態を規定し、状態の時間的推移に関しては直径遷移確率に従い確率論的に、伐採に関しては決定論的に取り扱ったものが主流である（石橋（整） 1989a, 1989b, 1990, 石橋（聡） 1999, 南雲 1972, 佐野ら 1992, 吉田・加原 1968, 山本 1990）。複層林では材積成長モデルに基づく決定論的な状態の推移を扱ったものが報告されており（龍原 1995）これに決定論的な伐採を組み込むことにより収穫予測モデルへと発展することが見込まれる。

以上、収穫予測手法を概観したが、本論の対象となる全国民有人工林は多数の森林所有者より構成されるため、個々の森林所有者の伐採性向を集計することは非効率で、森林所有者全体としての平均的な振る舞い、すなわち確率論的な取り扱いが有効となる。そこで本論では我が国の収穫予測における確率論的手法として実績を上げてきた減反率を取り上げ、今日の社会経済要因—具体的には、丸太価格—の影響に配慮した収穫予測を行う方法を考察する。

本論の構成は以下の通りである。2章では減反率の理論を説明し、これまでの減反率の応用事例と近年の理論的發展を概観することで減反率を収穫予測に適用する上での問題点を明らかにする。さらにそれら問題点に対処する上で拡張減反率が有効であることについて言及する。3章ではとくに拡張減反率を取り上げ、収穫予測に適用する際に前提となる条件を明らかにし、拡張減反率を収穫予測に適用する手順を明示する。4章では拡張減反率の応用事例として丸太価格の変動に応じた減反率モデルを展開する。5章ではその減反率モデルを利用して、全国民有人工林の収穫予測シミュレーションを行う。最後に6章で本論を総括する。

## 2.減反率に関する既往の研究

### 2.1.減反率の理論

#### 2.1.1.減反率と林齢空間論

減反率とは、新植された森林がある齢級で伐採される確率を指し、我が国の伐採予測に用いられてきた。減反率の発想の原点は、森林の寿命と $\alpha$ -粒子の飛跡（伏見 1941）の類似性に着目した鈴木（1959）に見ることが出来る。以下では、鈴木（1959, 1961, 1963, 1972, 1973, 1979, 2002）に従い、減反率の理論を概観する。

今、森林の寿命分布として図 2-1 のようなものを想定すると、

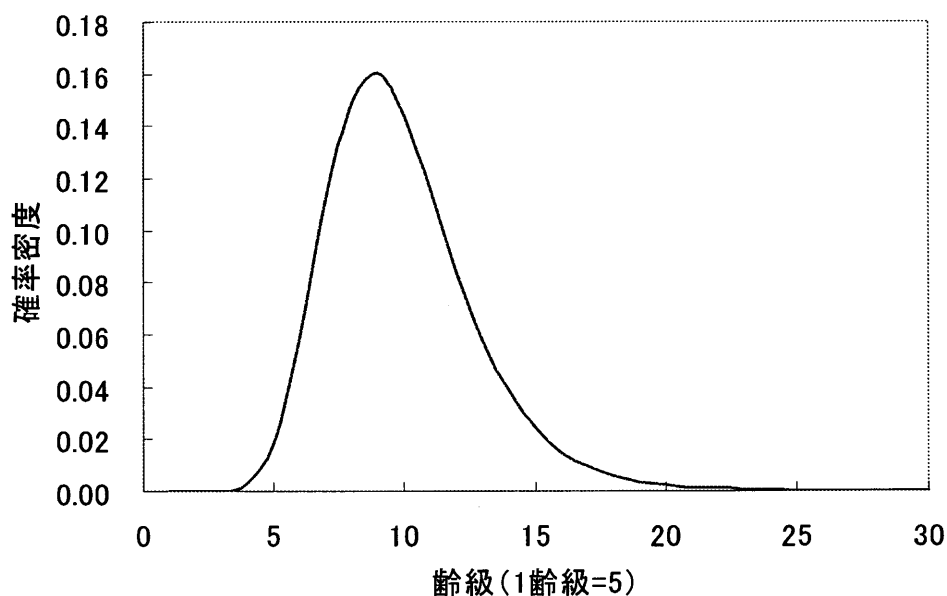


図 2-1.森林の寿命分布

密度関数として、ガンマ分布

$$(2.1) \quad f(t) = me^{-mt} \frac{(mt)^{k-1}}{\Gamma(k)}, \quad t \geq 0,$$

ただし、

$$\Gamma(k) = \int_0^{\infty} t^{k-1} e^{-t} dt,$$



$$m, k \in \mathbb{R}$$

や、正規分布、

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}},$$

ただし、

$$\mu, \sigma \in \mathbb{R}$$

や、対数正規分布、

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma t} e^{-\frac{(\log t - \mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad t \geq 0$$

さらには、ワイブル分布

$$f(t) = \frac{n(t-t_u)^{n-1}}{t_0} e^{-\frac{(t-t_u)^n}{t_0}}, \quad t \geq t_u,$$

ただし、

$$n, t_0, t_u \in \mathbb{R}$$

などが適当であるとされている (南雲・岡 2002). 減反率の寿命分布として最もよく用いられるものはガンマ分布である. しかしガンマ分布, 正規分布, 対数正規分布はパラメータが 2 つであるのに対し, ワイブル分布は  $n, t_0$  の他に伐採開始齢級  $t_u$  を含むため, 伐採性向に対する再現性が高い. したがって, ガンマ分布にもワイブル分布のような伐採開始齢級を与え, 再現性を高めるには,

$$f(t) = m e^{-m(t-t_u)} \frac{\{m(t-t_u)\}^{k-1}}{\Gamma(k)}, \quad t \geq t_u$$

とすればよい (鈴木 2002). これら密度関数に基づき,  $j$  齢級の減反率  $q_j$  は, 森林の寿命が  $j$  齢級と  $j+1$  齢級の間にある確率として

$$(2.2) \quad q_j = \int_j^{j+1} f(t) dt$$

と定義される. ここで時間  $t$  は連続変数, 齢級  $j$  は離散変数である.

前述の通り，減反率  $q_j$  とは，新植された森林が  $j$  齢級で伐採される確率である．  
 今，新植された森林面積を  $A$  とすれば， $j$  齢級の森林の伐採面積は  $Aq_j$  と表される．  
 そして  $j$  齢級の森林面積は，伐採により徐々に面積を減らし  $A - Aq_1 - Aq_2 - \dots - Aq_{j-1}$  だけ残っているものと期待されるので， $j$  齢級の伐採率  $c_j$ ，すなわち  $j$  齢級の森林面積のうち伐採される森林面積の割合は，

$$(2.3) \quad c_j = \frac{Aq_j}{A - A \sum_{i=1}^{j-1} q_i} = \frac{q_j}{1 - \sum_{i=1}^{j-1} q_i} = \frac{q_j}{r_j}$$

と表される．なおこの式の分母は，森林が  $j$  齢級以上まで伐採されずに残る確率を差し， $j$  齢級の保存率  $r_j$  と呼ばれる．齢級に対する保存率の変化を表す曲線は減反曲線と呼ばれ（図 2-2），保存率と減反率の関係は

$$r_j - r_{j+1} = q_j$$

となる．

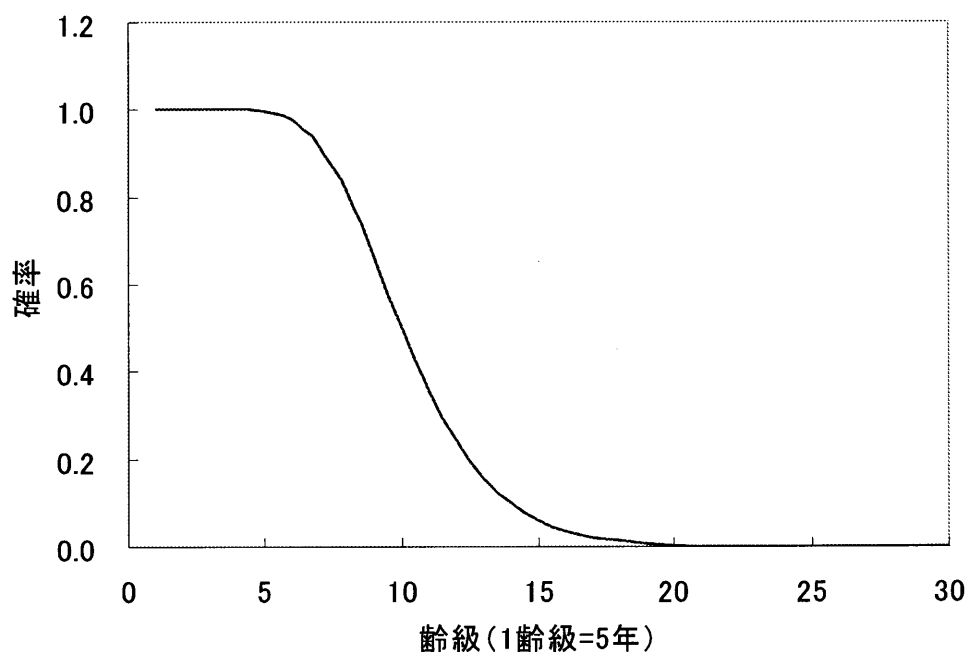


図 2-2.減反曲線

収穫予測の際には， $i$  分期， $N$  齢級までの森林齢級配置を  $A_i = (a_{i,1}, a_{i,2}, \dots, a_{i,N})$  と表

せば

$$A_{i+1} = A_i C$$

ただし,

$$C = \begin{pmatrix} c_1 & 1-c_1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ c_2 & 0 & 1-c_2 & 0 & \cdots & 0 \\ c_3 & 0 & 0 & 1-c_3 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{pmatrix},$$

$c_N = 1$  ( $N$  齢級で森林はすべて伐採される),

として  $i+1$  分期の齢級配置が得られる. また  $i$  分期の合計伐採面積もしくは  $i+1$  分期の更新面積  $b_i$  は,

$$b_i = \sum_{j=1}^N c_j a_{i,j}$$

となる. さらにこれに収穫表の材積を乗じることにより伐採材積が得られる.

$C$  は各行和が 1 となるよう設定されており, 林齢遷移確率行列と呼ばれる. また齢級配置ベクトル  $A_i$  ( $i=1, 2, \dots$ ) で構成される空間は, 林齢空間と呼ばれる. このような林齢空間では, 初期齢級配置  $A_0$  に対して,

$$\bar{A} = A_0 C^\infty$$

なる究極齢級配置  $\bar{A} = (\bar{a}_1, \bar{a}_2, \dots, \bar{a}_N)$  が存在する. このとき  $\bar{A}$  は,  $\bar{A} = \bar{A} C$  をみたす林齢空間の不動点で, 成分別に表示すると

$$\begin{aligned} \bar{a}_1 &= \bar{c}_1 \bar{a}_1 + \bar{c}_2 \bar{a}_2 + \cdots + \bar{a}_N \\ \bar{a}_2 &= (1 - \bar{c}_1) \bar{a}_1 = (1 - \frac{\bar{q}_1}{\bar{r}_1}) \bar{a}_1 = \frac{\bar{r}_2}{\bar{r}_1} \bar{a}_1 = \bar{r}_2 \bar{a}_1 \quad (\because \bar{r}_1 = 1) \\ \bar{a}_3 &= (1 - \bar{c}_2) \bar{a}_2 = \frac{\bar{r}_3}{\bar{r}_2} \bar{a}_2 = \frac{\bar{r}_3}{\bar{r}_2} \bar{r}_2 \bar{a}_1 = \bar{r}_3 \bar{a}_1 \\ &\vdots \\ \bar{a}_N &= (1 - \bar{c}_N) \bar{a}_N = \bar{r}_N \bar{a}_1 \end{aligned}$$

ただし,

$\bar{c}_j, \bar{r}_j$ : 各分期で一定となる  $j$  齢級の伐採率および保存率

と表せる．そして全森林面積を  $S$  とすれば，

$$S = \sum_{j=1}^N \bar{a}_j = \bar{a}_1 \sum_{j=1}^N \bar{r}_j = \bar{a}_1 \bar{t} \quad ※$$

ただし，

$\bar{t}$  : 伐採齢平均

より，

$$\bar{a}_j = \frac{S}{\bar{t}} \bar{r}_j \text{ for } \forall j \in \mathbb{N}$$

となる．すなわち  $\bar{A}$  は，減反曲線に相似形となる．このような状態では齢級ごとの伐採面積は常に一定となり，その合計伐採面積が更新面積と一致することからいつまでも同じ齢級配置を保ち続ける．この状態は広義の法正状態と呼ばれる．

### 2.1.2. 減反率の導出

以下では，寿命分布をガンマ分布と見なした場合の減反率の導出方法を述べる．ガンマ分布は， $k$  が整数のときには

$$\Gamma(k) = (k-1)!$$

より，相  $k$  のアーラン分布

$$(2.4) \quad f(t) = me^{-mt} \frac{(mt)^{k-1}}{(k-1)!}, \quad t \geq 0$$

となり，これはポアソン過程に従う事象発生数が  $k$  回目になるまでの待ち時間の確率密度関数を表す．牧本（2001），東京大学教養学部統計学教室（1992）に従い，このことを示そう．

ポアソン過程では，時刻  $t$  における事象発生数  $N(t)$  は， $0 \leq s \leq t$  のときに  $N(s) \leq N(t)$  を満たし，かつ  $N(s) - N(0)$  と  $N(t) - N(s)$  が独立と仮定する．すなわち計数過程  $\{N(t)\}$  は，

---


$$\begin{aligned} ※ \quad \bar{t} &= \sum j q_j = \sum j (r_j - r_{j+1}) = \sum j r_j - \sum (j+1-1) r_{j+1} \\ &= \sum j r_j - \sum_2 j r_j + \sum_2 r_j = \sum j r_j - \sum j r_j + \sum r_j = \sum r_j \end{aligned}$$

独立増分過程である。さらに区間 $(t, t+h]$ で $N(t)$ が1だけ増加する、もしくは増加しないことを表す推移確率が、それぞれ

$$P\{N(t+h)-N(t)=1\}=mh+o(h)$$

$$P\{N(t+h)-N(t)=0\}=1-mh+o(h)$$

ただし、

$$m>0,$$

$o(h) : \lim_{h \rightarrow 0} \frac{o(h)}{h} \rightarrow 0$ をみたす任意の関数（各々の式に現れる $o(h)$ は同じ関数と

は限らない）

と表されると仮定する。すなわち、 $\{N(t)\}$ は時刻 $t$ によらず区間幅 $h$ のみによって決まる定常増分過程の性質も有する。すると同じ区間で $N(t)$ が2以上増加する推移確率は

$$\begin{aligned} P\{N(t+h)-N(t) \geq 2\} &= 1 - P\{N(t+h)-N(t)=1\} - P\{N(t+h)-N(t)=0\} \\ &= 1 - \{mh+o(h)\} - \{1-mh+o(h)\} \\ &= o(h) \end{aligned}$$

となる。

以上の仮定のもとで、時刻 $t+h$ に事象発生数が $k(\geq 1)$ となる確率は、

$$\begin{aligned} P\{N(t+h)=k\} &= P\{N(t+h)-N(t)=1\}P\{N(t)=k-1\} + P\{N(t+h)-N(t)=0\}P\{N(t)=k\} \\ &\quad + \sum_{j=2}^k P\{N(t+h)-N(t)=j\}P\{N(t)=k-j\} \\ &= \{mh+o(h)\}P\{N(t)=k-1\} + \{1-mh+o(h)\}P\{N(t)=k\} + o(h) \\ &= mhP\{N(t)=k-1\} + (1-mh)P\{N(t)=k\} + o(h) \end{aligned}$$

と表され、ここで

$$P_k(t) = P\{N(t) = k\}$$

とおけば

$$P_k(t+h) - P_k(t) = mh\{P_{k-1}(t) - P_k(t)\} + o(h)$$

となる。両辺を  $h$  で割って、 $h \rightarrow 0$  とすれば、

$$P'_k(t) = m\{P_{k-1}(t) - P_k(t)\}$$

を得る。同様に  $k=0$  のときは

$$P_0(t+h) - P_0(t) = -mhP_0(t) + o(h)$$

より

$$P'_0(t) = -mP_0(t)$$

となり、初期条件  $P_0(0) = 1$  の下で

$$P_0(t) = e^{-mt}$$

の解を得る。これを  $k=1$  の微分差分方程式に代入すると

$$P'_1(t) = m\{e^{-mt} - P_1(t)\} = -mP_1(t) + me^{-mt}$$

となり、初期条件  $P_1(0) = 0$  の下で

$$P_1(t) = mte^{-mt}$$

の解を得る。同様の手順を繰り返せば帰納法により、一般解

$$P_k(t) = \frac{e^{-mt}(mt)^k}{k!}$$

が導かれる。これがポアソン過程において、時刻  $t$  に事象発生数が  $k$  となる確率を表すポアソン分布である。この分布の平均・分散はともに  $mt$  となる。

つぎにポアソン過程で事象発生数が  $k$  回に達するまでの待ち時間の確率分布を考える。まず、時点 0 から最初の事象が発生するまでの待ち時間  $T_1$  について考えると、事象  $\{T_1 \leq t\}$  は  $\{N(t) \geq 1\}$  と読み替えることができるので、 $T_1$  の累積分布関数  $F_1(t)$  は、

$$F_1(t) = P\{T_1 \leq t\} = P\{N(t) \geq 1\} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(mt)^i e^{-mt}}{i!} = 1 - e^{-mt}$$

となり、指数分布に従うことがわかる。つぎに事象が  $i-1$  回起きてから  $i$  回起きるまでの待ち時間を  $T_i (i \geq 2)$  とすれば、ポアソン過程の定常独立増分性から同様に  $T_i$  も各々独立に指数分布に従うことがわかる。ここで事象が  $k$  回起きるまでの待ち時間  $W_k$

$$W_k = \sum_{i=1}^k T_i$$

の累積分布  $F_k(t)$  は、

$$F_k(t) = P\{W_k \leq t\} = P\{N(t) \geq k\} = \sum_{i=k}^{\infty} \frac{(mt)^i e^{-mt}}{i!}$$

となる。この確率密度関数  $f_k(t)$  は、

$$\begin{aligned} f_k(t) &= \frac{d}{dt} F_k(t) = \frac{d}{dt} \sum_{i=k}^{\infty} \frac{(mt)^i e^{-mt}}{i!} = \sum_{i=k}^{\infty} \left( \frac{m(mt)^{i-1} e^{-mt}}{(i-1)!} - \frac{m(mt)^i e^{-mt}}{i!} \right) \\ &= m \sum_{i=k-1}^{\infty} \frac{(mt)^i e^{-mt}}{i!} - m \sum_{i=k}^{\infty} \frac{(mt)^i e^{-mt}}{i!} = \frac{m(mt)^{k-1} e^{-mt}}{(k-1)!} \end{aligned}$$

となり、先に示したアーラン分布となる。

現実の収穫予測の際には、 $k$  を正の実数と見なしてガンマ分布を利用し、ガンマ関数は、スターリンの公式

$$\Gamma(k) \approx \sqrt{2\pi} e^{-k} k^{k-\frac{1}{2}}$$

により近似する (鈴木 2002)。すなわち  $j$  齢級の減反率は所定の  $m$ 、 $k$  のもとで

$$q_j = \int_j^{j+1} \frac{m(mt)^{k-1} e^{-mt}}{\sqrt{2\pi} e^{-k} k^{k-\frac{1}{2}}} dt$$

となる。

### 2.1.3. 減反率の推定

以下では、減反率の推定方法に関する既往の研究を整理する。たとえば寿命分布をガンマ分布と見なした場合、分布の平均と分散は、

$$\bar{t} = E(t) = \int_0^{\infty} t \frac{m(mt)^{k-1} e^{-mt}}{\Gamma(k)} dt = \int_0^{\infty} \frac{(mt)^k e^{-mt}}{\Gamma(k)} \frac{1}{m} d(mt) = \frac{\Gamma(k+1)}{\Gamma(k)m} = \frac{k}{m}$$

$$E(t^2) = \int_0^{\infty} t^2 \frac{m(mt)^{k-1} e^{-mt}}{\Gamma(k)} dt = \int_0^{\infty} \frac{(mt)^{k+1} e^{-mt}}{\Gamma(k)} \frac{1}{m^2} d(mt) = \frac{\Gamma(k+2)}{\Gamma(k)m^2} = \frac{k(k+1)}{m^2}$$

より

$$\sigma^2 = E(t^2) - E(t)^2 = \frac{k}{m^2}$$

となるので、パラメータ  $m$ ,  $k$  は伐採統計の伐採齢平均  $\bar{t}$ , 伐採齢分散  $\sigma^2$  から求めることができる。すなわち、

$$(2.5) \quad \begin{aligned} m &= \frac{\bar{t}}{\sigma^2} \\ k &= \frac{\bar{t}^2}{\sigma^2} \end{aligned}$$

において

$$\begin{aligned} \bar{t} &= \frac{\sum_j \frac{j n_j}{a_j}}{\sum_j \frac{n_j}{a_j}} \\ \sigma^2 &= \frac{\sum_j \frac{j^2 n_j}{a_j}}{\sum_j \frac{n_j}{a_j}} - \bar{t}^2 \end{aligned}$$

ただし、

$n_j$ :  $j$  齢級の伐採面積,  $a_j$ :  $j$  齢級の森林面積

によりパラメータ、ひいては減反率を推定できる(野田 1995, 野田・天野 1983). 減反率の発表当初、鈴木(1961)は伐採面積から直接  $\bar{t}$ ,  $\sigma^2$  を求めることを提案したが、それでは同じ伐採性向でも齢級配置に応じて  $\bar{t}$ ,  $\sigma^2$  が異なってしまうことから(田中 1981, Blandon 1991), 現在では伐採面積を、該当する齢級の森林面積で



除した，伐採面積率  $n_j/a_j$  が減反率の推定に用いられている．このような推定法は確率密度関数の 1 次および 2 次モーメントを利用してパラメータを推定することからモーメント法と呼ばれる．

また，森林資源構成表では 15 齢級（現在は 21 齢級）以上の森林がひとまとめとなっていることから，それ以上の齢級で森林が伐採された場合に，伐採統計もしくは 2 時点の資源構成表の差から推定される伐採齢平均は，真値よりも過小となる．このような効果を打ち切りと呼び，これを回避するため田中（1979，1981）は寿命分布として正規分布を仮定した場合の打ち切り標本法に基づく減反率の推定方法を，Blandon(1991)はガンマ分布に対応した最尤法に基づく減反率の推定方法を，野田（1995）は資源構成表の最高齢級を 20 齢級まで延長する方法を，森林基本計画研究会（1997）では 30 齢級まで延長する方法をそれぞれ提案した．

この他に藤掛（2003）は，伐採統計を得る際，観測期間中に伐採された森林のみならず，観測期間後に伐採される森林（打ち切り），さらには観測期間前の森林の進級（切断）に関する効果を加味して減反率を推定する方法を提案した．この方法によれば，5 年間隔の 2 つの資源構成表を用いて，齢級別森林面積の差をとり， $j$  齢級の伐採面積  $d_j$  と  $j$  齢級の進級面積  $c_j$  を得たならば，確率変数である伐採齢  $T$  に関する尤度は

$$L = \prod_j \Pr(j \leq T < j+1 | T \geq j)^{d_j} \Pr(T \geq j+1 | T \geq j)^{c_j}$$

と表される． $T$  の従う寿命分布をガンマ分布(2.1)として最尤法によりパラメータ  $m$ ， $k$  を推定した場合，推定の精度は鈴木のモーメント法や Blandon の最尤法よりも良いという結果が得られている．

#### 2.1.4. 減反率の応用事例

減反率を実際の収穫予測に適用する場合，予測値と観測値との間には少ない場合でも 50% 程度の誤差が生ずることが普通であった．その原因として，前節で紹介し

たように減反率を推定することが困難である他に、減反率自体が社会経済条件に応じて変動することが挙げられる。鈴木は減反率を発表した当初、(2.5)のパラメータは林木の成長に起因するもの故、減反率が各分期を通じて極端に変動することはないと考えた。しかし田中(1980)、Blandon(1994)は愛知県の森林資源構成表を用いて伐採齢平均・分散ともに増加傾向にあることを示し、野田(1995)は岐阜県の伐採資料を用いて伐採齢平均の増加傾向を確認した。これらのことから、対象となる森林が広域に及ぶ場合、減反率を収穫予測に適用する際には、分期ごとに異なる伐採性向、ひいては異なる寿命分布を想定することが予測精度の向上につながる。

このような観点から、収穫予測の一環として、経済要因が減反率に与える影響が分析されてきた。梅村(1979)は、減反率が不変の場合の究極分布を想定して、不景気により伐り控えが予想される場合の減反率の調整法を示した。この研究は、経済情勢と減反率の関係に着目したものとしては最初のものであるが、きわめて限定的な状況における実験の域にとどまる。より現実的な研究として、Blandon(1985)は、森林経営者の予想丸太価格に関する確率分布を仮定し、齢級別の予想価格に応じた伐採率から減反率を求め、さらに予想価格が固定分布の場合およびランダム・ウォーク的に変化した場合の減反率の応答について考察した。その結果、経営者の予想価格が固定分布に従う場合には丸太価格の変化が減反率分布に影響を与えることが確認されたが、ランダム・ウォーク的に変化する場合にはその影響は定かでないと言われた。ただしこの研究は、前提となる予想丸太価格の確率分布を推定する手段が示されておらず、ただちに収穫予測に適用できるものではない。なおこの研究の一部は本論で提案する新たな減反率モデルに取り入れるため、4章にて再度詳細を紹介する。

また上記と異なる観点から、天野・野田(1984)は、減反率を適用できる森林とそうでない森林を区別し、それらの境界が社会経済条件に応じて移動すると考えた。減反率を適用できる森林は減反グループと呼ばれ、収穫予測の際には森林面積にこ

の減反グループ率を乗じたものが伐採対象面積となる。ただし減反グループ率は、直接的にその値を観測することは不可能で (Blandon 1993), (観測された伐採面積) / (減反グループ率を 100%とした場合の予測伐採面積) により便宜的に推定するにとどまっている (野田 1995)。なお減反グループの概念は、我が国の「重要な林産物の需要および供給に関する長期の見通し」にも取り入れられ、そこでは減反グループ率は丸太価格、生産コスト、林道延長に応じて変化するものとされている (森林計画研究会 1987, 森林基本計画研究会 1997)。「長期見通し」に使用されたシステムでは、減反グループの他にも、過去に観測された伐採齢平均・分散の外挿により予測分期別に減反率を変動させる、森林を民国別に層化するなどして予測精度の向上を図っている (野田 1995)。このシステムは 5 章にて再度詳細を紹介する。

以上、本節の応用事例を概観するに、減反率を収穫予測に適用する際には社会経済条件に応じて減反率の変動を考慮することが重要となる。同様のことは、他の多くの研究者が今後の課題として指摘してきた (Blandon 1985, 1994, 藤掛 2003, 野田 1995, 鈴木 1963, 田中 1996)。しかし従来の減反率でこれらに対処しようとする、伐採齢平均・分散の過去の傾向に基づき減反率の変動を推測した上で、減反グループなどにより経済因子の影響を間接的に考慮する、といったところが限界である。

その他の応用事例として、箕輪 (1976a) は、林分更新の基礎方程式をもとに伐採・更新面積の分散に関する定差方程式を導き、分散分析により共分散を無視した、それら面積の分散の上限値を求めた。続いて箕輪 (1976b) は、減反率の空間的差異を地域の層化という形で表現し、伐採・更新面積の分散と極限配置の問題を考察した。それによると伐採・更新面積の分散は、減反率の空間的差異が大きいほど小さくなることが予見され、これらの差異の期待値として平均減反率なる概念を提案した。さらに箕輪・山本 (1976) は、各単位林分の齢級配置が均一な場合およびばらつきを持つ場合につき、極限配置がもつ分散を論じた。箕輪によるこれら一連の研究は、減反率の前提となる観測値が持つ、空間的なばらつきの影響を評価することにより、

より実践的な収穫予測に結びつけようとしたものである。しかしパラメータ推定の困難さゆえ、実際の収穫予測に適用された事例はない。

## 2.2. 拡張減反率の理論

拡張減反率 (generalized Gentan probability or modified Gentan probability) とは、2.1.2 節で紹介した計数過程を森林経営者の伐採行動と見立てて導いた減反率のことである (Yoshimoto 1996a)。ここでは、計数過程においてパラメータの時間的変化を考慮することにより、従来の減反率と比してより柔軟な確率密度関数が用いられている。

### 2.2.1. 拡張減反率の導出

拡張減反率は、独立増分の計数過程  $\{N(t)\}$  を前提とするが、事象発生数が時刻  $t$  で  $k$  となる確率  $P_k(t)$  の導出方法により 2 種類に大別される。ひとつは、 $\{N(t)\}$  が非定常ポアソン過程 (牧本 2001) に基づくもので、ここでは  $\{g(t); t \geq 0\}$  を非負で単調非減少な連続関数とすると、 $P_k(t)$  は平均・分散ともに  $g(t)$  のポアソン分布に従う。すなわち  $g(t)$  を微分した  $g'(t)$  がポアソン過程におけるパラメータ  $m$  にあたるため、単位時間あたりの事象発生数が時間によって変化する。すなわち  $N(t)$  の推移確率は、

$$\begin{aligned}
 & P\{N(t+h)-N(t)=1\} \\
 & \quad = g'(t)h+o(h) \\
 & P\{N(t+h)-N(t)=0\} \\
 & \quad = 1-g'(t)h+o(h) \\
 & P\{N(t+h)-N(t) \geq 2\} \\
 & \quad = 1-P\{N(t+h)-N(t)=1\}-P\{N(t+h)-N(t)=0\} \\
 & \quad = 1-\{g'(t)h+o(h)\}-\{1-g'(t)h+o(h)\} \\
 & \quad = o(h)
 \end{aligned}$$

ただし、 $\lim_{h \rightarrow 0} \frac{o(h)}{h} \rightarrow 0$

と表され,  $P_k(t)$ , およびその待ち時間の確率密度関数  $f(t)$  は, 2.1.2 節とほぼ同じ手順で導かれ, それぞれ

$$(2.6) \quad P_k(t) = \frac{e^{-g(t)} g(t)^k}{k!}$$

$$(2.7) \quad f(t) = g'(t) e^{-g(t)} \frac{g(t)^{k-1}}{(k-1)!} \quad t \geq 0$$

となる (竹内・箕輪 1973, Yoshimoto 1996a, b). 実際の予測に際してはアーラン分布の場合と同様に  $k$  を実数として  $(k-1)!$  をガンマ関数で置換する.

もうひとつは  $\{N(t)\}$  が非定常な二項過程に従うもので, ポアソン過程におけるパラメータ  $m$  を

$$\left. \frac{dw_t}{dt} \right|_{w_t=k} = (M-k)g'(t)$$

ただし,

$w_t$ : 単調増加型シグモイド成長関数,  $M$ : その成長関数の収束値

なるシグモイド型成長関数に見立て,  $N(t)$  の推移確率が,

$$\mathbf{P}\{N(t+h)-N(t)=1\}$$

$$=(M-k)g'(t)h+o(h)$$

$$\mathbf{P}\{N(t+h)-N(t)=0\}$$

$$=1-(M-k)g'(t)h+o(h)$$

$$\mathbf{P}\{N(t+h)-N(t) \geq 2\}$$

$$=o(h)$$

と表される場合である. そして事象発生数が時刻  $t$  で  $k$  となる確率を,  $k$  の関数  $P_i(k)$  と見なすと 2.1.2 節とほぼ同じ手順で,  $P_i(k)$  および待ち時間の密度関数  $f(t,k)$  は, それぞれ

$$(2.8) \quad P_t(k) = \binom{M}{k} (1 - e^{-g(t)})^k (e^{-g(t)})^{M-k}$$

$$(2.9) \quad f(t, k) = Mg'(t)e^{-g(t)} \binom{M-1}{k-1} (1 - e^{-g(t)})^{k-1} (e^{-g(t)})^{M-k} \quad t \geq 0$$

と導かれる（竹内・箕輪 1973, Yoshimoto 2001a, b). 前者は試行回数が  $M$  で、成功確率  $1 - e^{-g(t)}$  が時間に応じて変化する二項分布に他ならない. (2.9)では、たとえばシグモイド型成長関数として Mitscherlich 式, Logistic 式, Gompertz 式, Richards 式を想定すれば、 $g(t)$  はそれぞれ、

$$g(t) = at,$$

$$g(t) = \ln \left( \frac{b + e^{at}}{b + 1} \right),$$

$$g(t) = \ln \left( \frac{1 - e^{-b}}{1 - e^{-be^{-at}}} \right),$$

$$g(t) = \ln \left\{ \frac{1}{1 - (1 - e^{-at})^b} \right\},$$

ただし、 $a, b \in \mathbb{R}$ ,

と表される（Yoshimoto 2001a, b).

### 2.2.2. 拡張減反率の推定

Yoshimoto は、(2.7)では  $g(t)$ , (2.9)では  $w_t$  をそれぞれ、森林経営者が伐採を決定する際の「判断基準」となる関数（以下、判断基準関数）と見なし、計数過程において事象が 1 回発生するたびに判断基準も 1 単位ずつ増加するものとし、さらに  $k$  を判断基準の「閾値 (threshold)」と呼んだ. この仮定によれば、計数過程における事象の発生に伴い、判断基準の値が林齢とともに 1 単位ずつ増加してゆき、閾値  $k$  に達したときに伐採が行われることとなる.

Yoshimoto は過去の伐採性向から拡張減反率を推定する方法について言及してい

ないが、一般的な手順としては、まず経営者の伐採行動をうまく表現できるような判断基準関数を設定し、何かしらの伐採性向を観測値として得た後に、関数のパラメータと判断基準の閾値  $k$  を求めることとなる。ただし、たとえば伐採齢の平均・分散を観測値として得ても、拡張減反率の密度関数において、(2.7)では、

$$E(t) = \int_0^{\infty} tf(t)dt$$

$$E(t^2) = \int_0^{\infty} t^2 f(t)dt$$

の積分を、(2.9)では

$$E(t, k) = \int_0^{\infty} tf(t, k)dt$$

$$E(t^2, k) = \int_0^{\infty} t^2 f(t, k)dt$$

の積分を、それぞれ解析的に解くことができないため (広嶋 2003b)、モーメント法により判断基準関数のパラメータや閾値を求めることはできない。また、たとえば齢級別の伐採面積を観測値として得ても、(2.7)や(2.9)から構築される Blandon (1991) もしくは藤掛 (2003) の尤度関数は、一般に解析的に偏微分することはできない。結局、拡張減反率を推定する際には、数値計算によりパラメータや閾値を近似的に求めることとなる。拡張減反率の推定方法については3章で詳細に議論する。

### 2.2.3. 拡張減反率の応用事例

2.1.4 節で論じたように、減反率が変動することを前提とした場合には、過去の伐採性向から減反率を推定することと、減反率を収穫予測に適用することでは意味合いが異なる。Yoshimoto は、拡張減反率を収穫予測に適用する方法について論じており、そこではまず伐採のタイミングを計る判断基準を決定し、その判断基準の林齢に対する変化を観測値として得た後に最小二乗法等によりその回帰式を得る。そして閾値  $k$  には、森林経営者が伐採のタイミングを決定する上で望ましいと考える判断基準の値を与えるものとしている。

たとえば、判断基準として、ある林分の平均胸高直径を考えた場合、林齢に対する平均直径の推移を観測値として得て、これの回帰式として適当な  $g(t)$  もしくは成

長関数  $w_t$  のパラメータを特定する。そして経営者が林分を伐採する上で望ましい直径として 30cm を選んだならば、それら判断基準関数と閾値に応じて減反率が求まる。

このように拡張減反率を用いて収穫予測を行う手順は、従来の減反率とは異なる。従来の減反率では、将来的に予測される伐採性向を伐採齢の平均・分散として与え、それらに基づき寿命分布ひいては減反率が推定されるが、拡張減反率では、将来的に予測される判断基準の閾値などを与え、それらに基づき寿命分布ひいては減反率が推定される。すなわち前者は伐採行動の結果を与えるのに対し、後者は伐採行動の要因を与える。換言すれば、前者は減反率を計算しなくともパラメータを与えた時点で伐採性向が明らかとなっているのに対して、後者はパラメータを与えた後に減反率を計算してみるまで伐採性向が明らかとならない。前者ははじめから寿命分布の存在を前提としているという点で、言わば「分布ありき」の立場であり、後者は伐採が行われる過程を重視して寿命分布を導くので、言わば「過程ありき」の立場である。

さて、これまで拡張減反率を実際の収穫予測に適用した事例はなく、拡張減反率に関する応用研究は実験の域にとどまっている。Yoshimoto(1996b)は、(2.7)の判断基準として林分の現在純価値を

$$(2.10) \quad PNV(t) = g(t) = \frac{pG(1 - e^{-at})^b - C}{(1+r)^t}$$

ただし、

$p$  : 丸太価格,  $C$  : 伐採費用,  $r$  : 利率,

$G, a, b$  : 林分材積成長式のパラメータ

と表し、熊本県のスギ林のデータを用いて成長関数のパラメータを推定した上で、 $k$  には

$$k = PNV(t^*)$$



ただし、 $t^* = \max\{t | PNV(t)\}$

などを与え、 $p$ ,  $C$ ,  $r$  の変化に対する減反率の応答を分析した。結果の一部として、 $C$  をゼロ、 $r$  を一定とした場合の丸太価格の変化に対する減反率の応答を紹介する。 $k$  が一定の場合は、価格の上昇（下落）にともない寿命分布の平均と分散はともに減少（増加）し、 $k$  が  $PNV(t^*)$  に従い変化する場合、すなわち  $t^*$  が一定の場合は、価格がどのように変化しようとも分布はほとんど変化しなかった。これは Blandon(1985)との関連でいえば前者は固定分布モデル、後者はランダム・ウォークモデルに相当する。この研究は、他に  $r$  や  $C$  についても同様に分析しており、経済因子の変化に対する減反率の応答に関して、合理的な説明を提供した最初のものであるが、定性分析にとどまる。一般に、広域の森林の現在純価値を特定し、さらに現実の伐採性向をうまく再現するような  $k$  の値を見いだすことは困難であろう。結果を見る限りでは、 $k$  を変化させることで現実の伐採性向に近い平均値を再現することはできるが、対応する分散は現実の値と比して小さすぎる感がある。またこの研究では、判断基準の関数  $PNV(t)$  が単調非減少という非定常ポアソン過程の仮定を

満たしていないため、減反率の無限和  $\sum_{j=1}^{\infty} q_j$  が、1 に満たないという問題を抱えている。Yoshimoto はこの無限和の値を、天野・野田（1984）の減反グループ率に相当するとしている。

拡張減反率に関するその他の研究として、Yoshimoto（1996a, 2001a, b）では判断基準に平均直径が用いられている。いずれも拡張減反率の密度関数を導出することを目的としており、収穫予測へいかに応用するかについては十分議論されていない。

以上のように拡張減反率は、その推定や収穫予測への適用に際して、いくつかの解決すべき問題点を有するが、密度関数の柔軟性が高く、また経営者の伐採行動のメカニズムを寿命分布に反映できるという特徴から、社会経済条件に応じた減反率の変動を再現できるという利点をもつ。また収穫予測に際して、伐採齢の平均・分

散を与えなくとも、伐採行動の要因を与えればよいという特徴から、判断基準関数をうまく設定すれば、社会経済的因子から直接、減反率を推定できる可能性がある。以下の章では拡張減反率を収獲予測に適用するための方法を探っていく。

### 3. 拡張減反率に関する補足的考察

#### 3.1. 拡張減反率を用いる上での前提条件

##### 3.1.1. 判断基準関数がみたすべき条件

拡張減反率の密度関数として(2.7)を利用する際には, 2.2.1 節で示した非定常ポアソン過程の単調非減少という制約により, 利用できる判断基準関数は

$$(3.1) \quad g(0) = 0 \text{ かつ } \lim_{t \rightarrow \infty} g(t) = \infty$$

なる条件を満たすものに限られる(広嶋 2003a). これは(2.7)の無限積分が1となり, 確率分布の要件を満たすことを保証する条件である. すなわち, (3.1)のもとでは, 離散確率である減反率の無限和

$$(3.2) \quad \sum_{j=1}^{\infty} q_j = 1$$

も1となる. 広嶋(2003a)に従い, (3.2)の十分条件が(3.1)であることを示そう. (2.7)の累積密度関数は,

$$F(t) = \int f(t) dt = \sum_{j=k}^{\infty} e^{-g(t)} \frac{g(t)^j}{j!}$$

と表されるので,  $q_j$  を  $j-1$  から  $j$  年齢級における減反率と再定義すれば

$$\sum_{j=1}^{\infty} q_j = [F(t)]_0^{\infty} = F(\infty) - F(0)$$

と表される. ここで  $g(0)=0$  なら  $F(0)=0$  となる. また  $F(t)$  は

$$\sum_{j=k}^{\infty} e^{-g(t)} \frac{g(t)^j}{j!} = 1 - \sum_{j=0}^{k-1} \frac{1}{j!} \frac{g(t)^j}{e^{g(t)}}$$

と書き換えられるので  $t \rightarrow \infty$  で  $g(t) \rightarrow \infty$  ならば,

$$\frac{g(t)^j}{e^{g(t)}} \rightarrow 0 \quad \text{for } \forall j \geq 0$$

となり結局,

$$\sum_{j=1}^{\infty} q_j = [F(t)]_0^{\infty} = F(\infty) - F(0) = \left(1 - \lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^{k-1} \frac{1}{j!} \frac{g(t)^j}{e^{g(t)}}\right) - 0 = 1$$

より(3.2)が成り立つ。すなわち、(3.2)を満たす  $g(t)$  の十分条件は、

$$g(0)=0 \text{ かつ } \lim_{t \rightarrow \infty} g(t) = \infty$$

である。

なお、(2.9)の  $g(t)$  はいずれも(3.1)の条件を満たすため、減反率の無限和は必ず 1 となる (Yoshimoto 2001a, b)。

### 3.1.2. 閾値 $k$ がみたすべき条件

2.2.2 節で説明したように拡張減反率は、判断基準の値が閾値  $k$  に達したときに伐採が行われるとしている。これは、寿命分布の平均を  $\nu$ 、判断基準関数と閾値の交点を  $\tau$  とすれば、 $\nu = \tau$  なる関係が成り立つことを意味する。そこで以下では、この関係が成り立つ条件について考察する。

以下では数式展開を簡潔にするため、拡張減反率の密度関数として(2.7)を取り上げる。  $\nu$  は寿命分布の平均で、判断基準関数を  $g(t)$  として、  $\tau$  は  $g(\tau) = k$  なる関係をみたすとする。今、(2.7)の前提となる計数過程では、事象発生数  $N(t)$  が  $i-1$  回目から  $i$  回目へ増加するまでの待ち時間を  $S_i$  とすれば、  $\nu$  は、各事象の独立性により

$$(3.3) \quad \nu = E\left(\sum_{i=1}^k S_i\right) = \sum_{i=1}^k E(S_i)$$

と表される (図 3-1)。

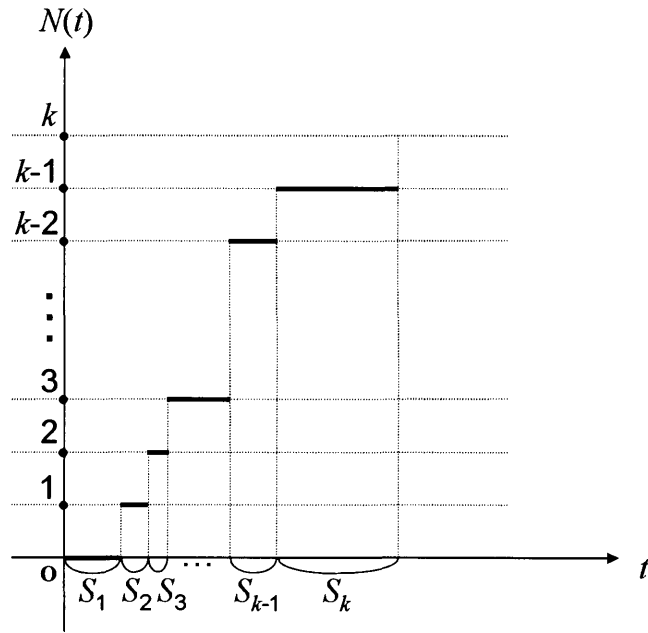


図 3-1. 計数過程の事象発生数と待ち時間の関係

そして  $S_i$  は拡張指数分布

$$(3.4) \quad y = g'(t)e^{-g(t)}$$

に従うので,

$$(3.5) \quad E(S_i) = \int_0^{\infty} tg'(t)e^{-g(t)} dt$$

となる. ただし  $g(t)$  は (2.7) の判断基準関数で (3.1) を満たすものとする. このとき (3.5) の無限積分は  $g(t)$  が 1 次関数, 2 次関数など特別な場合を除き, 一般に解析的な解を持たない.

一方, 判断基準が 1 単位ずつ増加するような計数過程において,  $T_1, T_2, \dots, T_k$  は  $g(T_1)=1, g(T_1+T_2)=2, \dots, g(T_1+T_2+\dots+T_{k-1}+T_k)=k$  をみたすとする. すると  $g(\tau)=k$  なる  $\tau$  は,

$$(3.6) \quad \tau = \sum_{i=1}^k T_i$$

と表される. また  $g(t)$  が連続関数とすれば, その一階微分  $g'(t)$  に対して,  $g'(\tau_1) = \frac{1}{T_1}$  (0

$$\leq \tau_1 \leq T_1), g'(\tau_2) = \frac{1}{T_2} (T_1 \leq \tau_2 \leq T_1 + T_2), \dots, g'(\tau_k) = \frac{1}{T_k} (T_1 + T_2 + \dots + T_{k-1} \leq \tau_k \leq T_1 + T_2 +$$

$\dots + T_k)$ なる  $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k$  が必ず存在する (図 3-2).

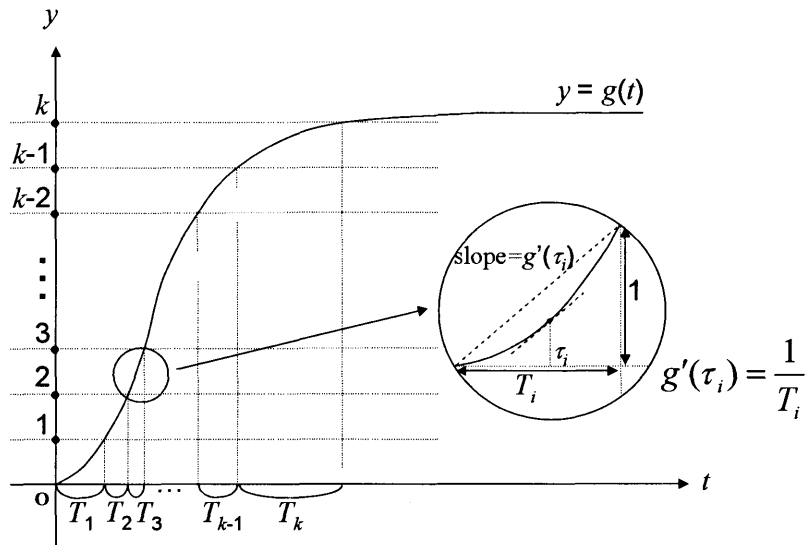


図 3-2.判断基準関数と閾値との関係

このとき,

$$(3.7) \quad T_i = \frac{1}{g'(\tau_i)} = \int_0^{\infty} t g'(\tau_i) e^{-g'(\tau_i)t} dt$$

と表されることから  $T_i$  は指数分布  $Ex\{g'(\tau_i)\}$

$$(3.8) \quad y = g'(\tau_i) e^{-g'(\tau_i)t}$$

に従う平均待ち時間と見ることができる.

これらのことから,  $v$  と  $\tau$  の差は, 拡張指数分布(3.4)と指数分布(3.8)の差に依存する. そこで両者を近似できる条件を考えよう. 今, 簡単のため  $i=1$  の場合を例にとり  $S_1$  と  $T_1$  の密度関数を, それぞれ

$$f_{S_1}(t) = g'(t) e^{-g'(t)}$$

$$f_{T_1}(t) = g'(\tau_1) e^{-g'(\tau_1)t}$$

と表す. このとき  $t=0$  における密度関数の値はそれぞれ  $g'(0), g'(\tau_1)$  である ( $\because g(0)=0$ ).

またこれらの分布関数はそれぞれ

$$F_{S_1}(t) = 1 - e^{-g(t)}$$

$$F_{T_1}(t) = 1 - e^{-g'(\tau_1)t}$$

と表される。このとき、それぞれの待ち時間が  $T_1$  となる確率は

$$(3.9) \quad \begin{aligned} F_{S_1}(T_1) &= 1 - e^{-g(T_1)} = 1 - \frac{1}{e} \quad \because g(T_1) = 1 \\ F_{T_1}(T_1) &= 1 - e^{-g'(\tau_1)T_1} = 1 - \frac{1}{e} \quad \because g'(\tau_1)T_1 = 1 \end{aligned}$$

となり一致する (図 3-3)。

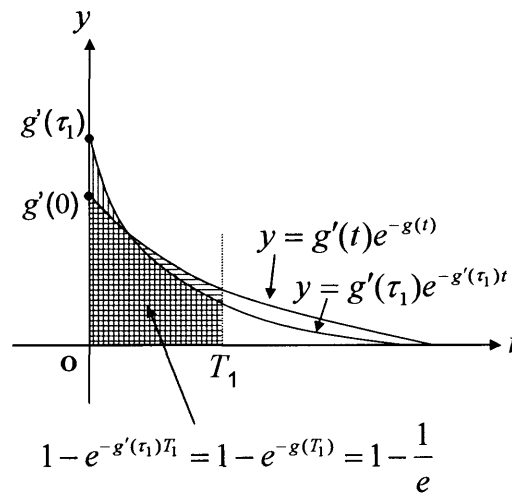


図 3-3. 拡張指数分布と指数分布

今、 $0 \leq t \leq T_1$  で  $g(t)$  が連続な単調増加関数とすれば、 $T_1$  が十分に小さいときに  $\tau_1 \doteq 0$  となり、このときそれぞれの密度関数の切片は

$$(3.10) \quad g'(\tau_1) \doteq g'(0)$$

となる。2つの単調減少な密度関数が、(3.9)、(3.10)を同時に満たすならば、両者は幾何学的にはほぼ一致する。すなわち、 $S_1$  の平均待ち時間  $E(S_1)$  は、(3.5)および(3.7)より

$$(3.11) \quad E(S_1) = \int_0^{\infty} t g'(t) e^{-g(t)} dt = \int_0^{\infty} t g'(\tau_1) e^{-g'(\tau_1)t} dt = \frac{1}{g'(\tau_1)} = T_1$$

となり、 $T_1$  で近似できる (図 3-4)。

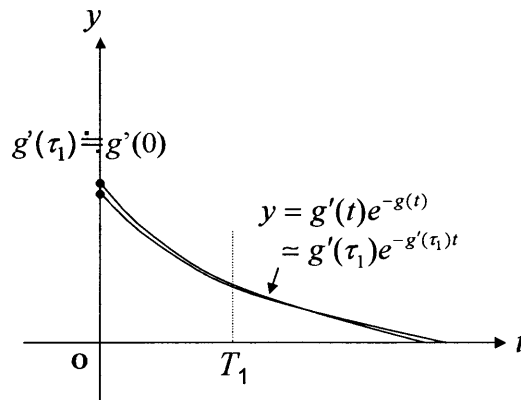


図 3-4. 拡張指数分布と指数分布の近似

$i \geq 2$  の場合にも、 $T_i$  が十分に小さいときは  $E(S_i) \approx T_i$  となることを同様に証明することができる。  $E(S_i) \approx T_i$  なる関係は、判断基準が 1 単位ずつ増加するような計数過程において、事象が 1 回発生するタイミングと、判断基準が 1 単位増加するタイミングがほぼ等しくなることを意味している。結局、(3.6) の  $\tau$  に比して  $k$  が十分に大きければ各  $T_i$  は十分に小さくなるので(3.11)より、(3.3)を(3.6)で近似できる。すなわち

$$\nu = \sum_{i=1}^k E(S_i) = \sum_{i=1}^k \frac{1}{g'(\tau_i)} = \sum_{i=1}^k T_i = \tau$$

となる。

以上は、(2.7)の従う計数過程を取り上げたが、上記で

$$g(t) = w_t, \quad g'(t) = \frac{dw_t}{dt}$$

と見なせば(2.9)の計数過程でも同様の議論が成り立つ。

以上より、拡張減反率において  $\nu \approx \tau$  が成り立つための必要条件は、「 $\tau$  に比して  $k$  が十分に大きい」ことである。

### 3.1.3. 判断基準の「単位」がみたすべき条件

前節の議論によれば、拡張減反率を用いる際には、判断基準の閾値  $k$  と伐採齢平均  $\tau$  の大小関係が重要なのであった。このことは判断基準の「単位」および、判断基準関数における時間  $t$  の「単位」をどのように扱うかということに関連がある。た



たとえば時間の単位に関しては、齢級（1 齢級=5 年）で扱うものとして、このもとで判断基準として森林の現在純価値を取り上げるならば、判断基準の 1 単位を 100 円とするか 1,000 円とするかに応じて  $\tau$  と  $k$  の大小関係は変わってくる。そこで以下では、 $\tau$  に比して  $k$  がどの程度大きければ、前節で論じた  $\nu \doteq \tau$  なる関係が成り立つのか分析する。

前節の議論によると、 $\tau$  に比して  $k$  が十分に大きいならば、拡張減反率の従う寿命分布の平均と分散は、

$$(3.12) \quad \bar{t} = \sum_{i=1}^k \frac{1}{g'(\tau_i)} = \sum_{i=1}^k T_i$$

$$(3.13) \quad \sigma^2 = \sum_{i=1}^k \frac{1}{g'(\tau_i)^2} = \sum_{i=1}^k T_i^2$$

とそれぞれ近似できる。これらはいずれも拡張指数分布(3.4)を通常の指数分布(3.8)で近似した場合の平均と分散に他ならない。平均については前節で議論済みなので、今、関心の対象となるのは分散である。(3.13)によると、分散は  $T_i$  の 2 乗和として表現されることから、十分に大きな  $k$  のもとで各  $T_i$  が 1 未満となるような場合には、その値が減少することが予想される。

このことを確かめるため、簡単な実験として、(2.7)の判断基準関数  $g(t)$  が

$$g(t) = df(t)$$

$$f(t) = at^3 + bt^2 + ct$$

ただし、 $a, d$  : 正の定数、 $b, c$  : 任意の定数

と表される場合を考えよう。 $g(t)$  は(3.1)を満たすことに注意されたい。そして森林資源構成表等から推定された伐採齢平均が  $\tau = 5$  と仮定し、 $k$  には、 $k = g(5)$  の値を与えるものとする。そして定数  $a, b, c$  を適当な値に固定して  $d$  の値のみを徐々に大きくすると、それに比例して  $k$  も大きくなる。この  $d$  の値を変更するという作業は、判断基準の単位を変更する作業に相当する。そしてこのような  $g(t)$  と  $k$  に対して、寿

命分布(2.7)の平均 $\nu$ と分散 $\sigma^2$ を随時、数値積分により求める。このような実験の結果を示したものが図3-5である。

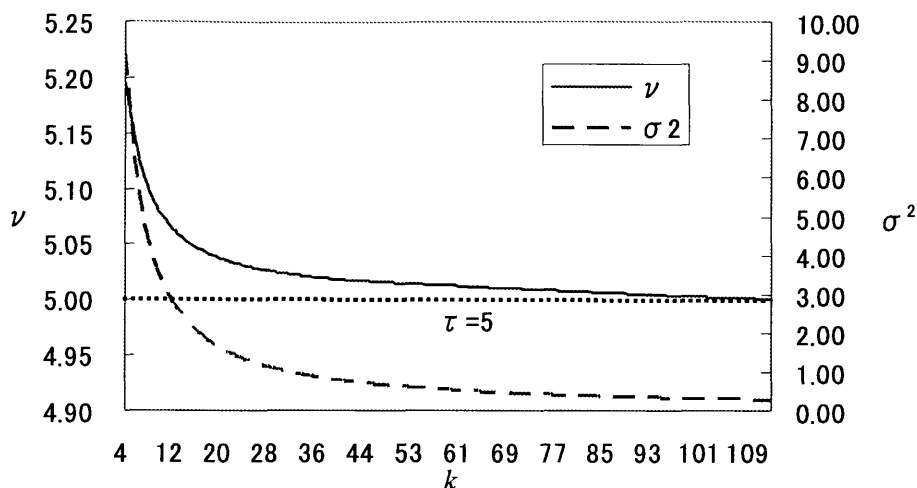


図3-5.非定常ポアソン過程に基づく $k$ と $\nu$ および $\sigma^2$ の関係 ( $\tau=5$ の場合)

図より、 $k$ を大きくすれば分布の平均 $\nu$ は、観測された伐採齢平均 $\tau$ に限りなく近づくが、同時に分布の分散 $\sigma^2$ が限りなく小さくなることがわかる。すなわち、平均を正確に推定しようとするとき分散が、分散を正確に推定しようとするとき平均が、それぞれ不正確になるというジレンマが生じる。ただし、 $k$ の値の変化に対し $\nu$ はおよそ5.00~5.20の値をとることから、 $k$ がどのような値を取ろうとも $\nu$ の誤差は比較的小さいといえる。たとえば図では、 $k \doteq 2\tau$ 程度でも $\nu$ の $\tau$ に対する誤差は+2%程度なので、 $\nu \doteq \tau$ は成立すると考えてよい。一方、 $k$ の値の変化に対する $\sigma^2$ の変動は、およそ0~9.00と大きい。

同様に(2.9)の判断基準関数 $w_i$ が

$$w_i = c(1 - e^{-at})^b$$

ただし、 $a, b, c \in \mathbb{R} > 0$

と表されるとして、 $a, b$ を固定して $c$ のみを変化させて上記と同じ実験を行った結果が図3-6である。(2.7)の場合と比して、 $\nu$ が振動しながら変化する点を除けば、ほぼ同じ結論が得られる。

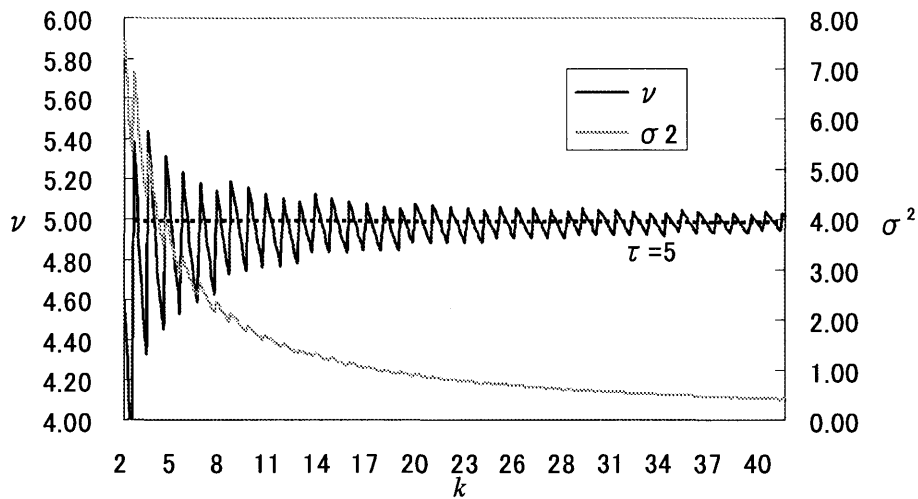


図 3-6.非定常二項過程に基づく  $k$  と  $\nu$  および  $\sigma^2$  の関係 ( $\tau=5$  の場合)

結局、 $k$  の値の大小は、判断基準の単位に依存することから、現実的な伐採齢分散を再現できるように判断基準の単位を設定する必要がある。上記の実験によれば、閾値の値が伐採齢平均の数倍程度の大きさになるよう、判断基準の単位を設定することが、拡張減反率を用いる上での前提条件となる。たとえば伐採齢平均が10 齢級程度であるとして、判断基準を森林の現在純価値とし、その閾値が2,000 万円と推定されるならば、判断基準の1 単位は百万円とするべきである。そうすれば  $k \approx 2\tau$  となり、寿命分布の平均と観測された伐採齢平均はほぼ一致し、さらには寿命分布の分散と観測された伐採齢分散が大きく乖離することはないであろう。

なお時間および判断基準の単位は、拡張減反率を推定する前に決定されるべきものである。これら単位に従い、伐採性向や、伐採性向に関係のある共変量の観測値が得られ、これら観測値をもとに判断基準関数のパラメータ（伐採性向と関連のない非物理量）が推定される。

### 3.2. 拡張減反率の推定方法と収穫予測への応用

これまでの議論により、拡張減反率を推定する際には、以下のような手順が考えられる。

1. 判断基準関数の構築
2. 時間と判断基準の単位の設定
3. 設定した単位に従い、共変量および伐採性向に関する観測値の収集
4. 判断基準関数のパラメータ（非共変量）および閾値  $k$  の推定

1 では拡張減反率の特徴を活かす上で、判断基準関数には、伐採性向に関係のある社会経済因子などの共変量を組み込みことが望ましい。ここで共変量を組み込むことは、後に、拡張減反率を収穫予測に適用する際に重要となる。2 では3.1.2節および3.1.3節の議論に従い、閾値の値が伐採齢平均の数倍程度の大きさになるよう、時間および判断基準の単位を設定する。3 では減反率の変動と共変量の変動の関係を分析するために、観測値は時系列で得ることが望ましい。4 ではたとえば寿命分布として(2.9)を想定し、藤掛（2003）に従い尤度  $L$  を定義するならば、

$$L = \prod_j \Pr(j \leq T < j+1 | T \geq j)^{d_j} \Pr(T \geq j+1 | T \geq j)^{c_j}$$

$$= \prod_j \left\{ \frac{\left[ \sum_{i=k}^M \binom{M}{i} (1-e^{-g(t)})^i (e^{-g(t)})^{M-i} \right]_j^{j+1}}{\left[ \sum_{i=k}^M \binom{M}{i} (1-e^{-g(t)})^i (e^{-g(t)})^{M-i} \right]_j^{\infty}} \right\}^{d_j} \left\{ \frac{\left[ \sum_{i=k}^M \binom{M}{i} (1-e^{-g(t)})^i (e^{-g(t)})^{M-i} \right]_{j+1}^{\infty}}{\left[ \sum_{i=k}^M \binom{M}{i} (1-e^{-g(t)})^i (e^{-g(t)})^{M-i} \right]_j^{\infty}} \right\}^{c_j}$$

ただし、 $c_j$  :  $j$  齢級の進級面積、 $d_j$  :  $j$  齢級の伐採面積

となる。これはある分期（1分期=5年、齢級幅と等しいとする）の期首と期末の齢級配置を得ておいて、各齢級面積の期首と期末の差から進級面積  $c_j$  と伐採面積  $d_j$  を求め、それらの同時確率を表したものである。ここで

$$r(M, k)_j = \sum_{i=k}^M \binom{M}{i} (1-e^{-g(j)})^i (e^{-g(j)})^{M-i}$$

とすれば、 $r(M, k)_{\infty} = 1$ より

$$L = \prod_j \left\{ \frac{r(M, k)_{j+1} - r(M, k)_j}{1 - r(M, k)_j} \right\}^{d_j} \left\{ \frac{1 - r(M, k)_{j+1}}{1 - r(M, k)_j} \right\}^{c_j}.$$

これより対数尤度関数は

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_j \left\{ d_j \ln \frac{r(M, k)_{j+1} - r(M, k)_j}{1 - r(M, k)_j} + c_j \ln \frac{1 - r(M, k)_{j+1}}{1 - r(M, k)_j} \right\} \\ &= \sum_j d_j \left[ \ln \{ r(M, k)_{j+1} - r(M, k)_j \} - \ln \{ 1 - r(M, k)_j \} \right] \\ &\quad + \sum_j c_j \left[ \ln \{ 1 - r(M, k)_{j+1} \} - \ln \{ 1 - r(M, k)_j \} \right] \end{aligned}$$

と表される．たとえば  $w_t$  として Richards 関数を想定して

$$g(t) = \ln \left\{ \frac{1}{1 - (1 - e^{-at})^b} \right\}$$

とすれば，対数尤度関数は  $M, k, a, b$  の関数  $\ln L(M, k, a, b)$  となる．現実には，対数尤度関数の偏微分

$$\frac{\partial \ln L}{\partial M} = 0, \frac{\partial \ln L}{\partial k} = 0, \frac{\partial \ln L}{\partial a} = 0, \frac{\partial \ln L}{\partial b} = 0$$

を解析的に求めることはできないため，最尤推定量は数値計算により求めることとなる．その他，モーメント法に準ずる方法として伐採齢の平均，分散，歪度等を観測値として得ておいて，(2.7)もしくは(2.9)の平均，分散，歪度等を数値積分により求め，判断基準関数のパラメータと閾値を近似的に求める方法も考えられる．

さらに減反率は時間とともに変動することを前提として，拡張減反率を収穫予測へ応用するには，判断基準関数のパラメータの変動を予測する必要がある．ここでは，拡張減反率を推定する手順の1でふれたように，あらかじめ伐採性向に関係のある共変量を判断基準関数に組み込み，その共変量の変動を予測することにより拡張減反率，ひいては収穫量が予測できることが望ましい．すなわち拡張減反率を収穫予測に適用する際には，以下の手順5が加わる．

5. 共変量の変動をもとに拡張減反率の変動を予測し，収穫予測を行う

なお4章では(2.9)を寿命分布として取り上げ  $M$  を共変量と見なして，その推移を予測するのみで収穫予測が可能となる拡張減反率モデルを構築する．

#### 4.丸太価格に基づく拡張減反率の推定と収穫予測への応用

丸太価格は、伐採性向に大きな影響を与える経済因子のひとつであり、2.1.4 節で紹介したとおり、その影響を定量的に評価する様々な試みがなされてきた。しかしこれまで、丸太価格が減反率分布に与える影響を分析した研究は実験の域を出ておらず (Blandon 1985, 梅村 1979, Yoshimoto 1996b), 丸太価格に応じて減反率を適用できる森林, すなわち減反グループの面積が変化するものとして, その影響を間接的に評価するにとどまっていたのであった (天野・野田 1984, 野田 1995)。そこで本章では, 丸太価格の変化に対する減反率の応答を収穫予測に取り入れる方法を検討する。具体的には, 拡張減反率(2.9)の判断基準として丸太価格をとりあげ, 判断基準関数のパラメータの推定方法とそれらパラメータの将来的な推移の予測方法を考える。

##### 4.1.丸太価格と伐採性向

まず対象地として, 本節では広域の収穫予測を念頭に置き, 全国民有人工林をとりあげる。すなわち森林を細かく層化することなく, 全国民有人工林をまとめてひとつのグループとして扱う。したがって, 以下で出てくる伐採齢平均・分散も全国民有人工林をひとまとめにしたものである。

つぎに丸太価格に関して, これは樹種別, 径級別に全国統計が取られており, それらの組み合わせで様々な判断基準を作成できるが, 上記のような予測対象を考える場合, 全国の森林経営者たちが過度に複雑な判断基準に基づき伐採の意志決定を行っているとは考え難い。このような広域における判断基準は, 森林経営者たちの期待値にあたるものと解釈できるため, 樹種・径級ともに我が国において最も典型的といえるスギ中丸太の価格を取り上げる。

図 4-1 は, 昭和 49 年から平成 6 年にかけて, 全国民有人工林の伐採齢平均 (森林計画研究会 1987, 森林基本計画研究会 1997) と, 全国スギ中丸太価格 (農林水産省統計情報部 2003) の関係を示したものである。なお丸太価格は平成 7 年基準の卸

売物価指数で実質化してある。

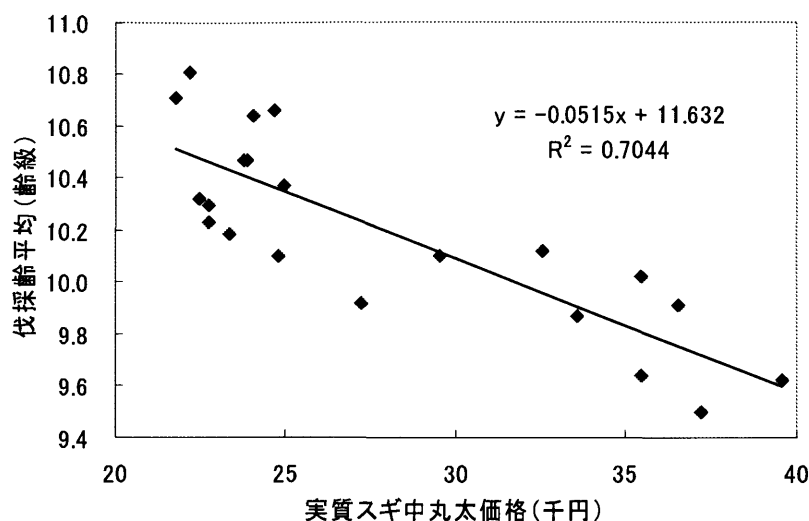


図 4-1.S49-H6 の全国実質スギ中丸太価格と全国民有人工林伐採齢平均の関係  
両者には明確な負の相関が見られ、その決定係数は 0.7044 である。これより、スギ中丸太価格は全国民有人工林の伐採性向をうまく説明できる。またこの関係から、丸太価格の低迷は経営者の伐り控えを招き、結果的にそれが平均伐採齢の上昇につながっているものと説明できる。逆に、価格が上昇に転じれば積極的に伐採が行われ平均伐採齢が減少する可能性があることも示唆している。そこで次節では丸太価格で判断基準関数を構成する方法を考える。

#### 4.2.丸太価格に基づく拡張減反率の推定

##### 4.2.1.判断基準関数の構築～丸太評価価格－林齢曲線

3 章での議論の通り、拡張減反率における判断基準関数とは、判断基準の林齢に対する変化を表す連続関数である。すなわち丸太価格を判断基準とするならば、丸太価格の林齢に対する変化を表現する必要がある。現実には丸太価格は林齢別に設定されていないため、判断基準関数を構成する際には、丸太価格で森林の価値を評価すると考えることが妥当であろう。そこでそのような丸太評価価格に関するいくつかの研究例を取り上げよう。



広嶋（2003b）は、径級別の立木本数割合と径級別丸太価格に基づく丸太評価価格－林齢曲線を考案した。それによると、ある林分の価値を丸太価格で評価するには、林分の直径分布をもとに各径級に属する立木の本数割合を求め、それらを重みとする径級別丸太価格の加重平均を求めればよい。これを齢級別に求めることにより丸太価格の時系列変化が得られる。すなわち、第  $j$  齢級の丸太価格  $P_j$  は、

$$P_j = \sum_{i=1}^s s_{i,j} p_i \quad j=1,2,\dots,N$$

ただし、

$p_i$ ：第  $i$  径級の丸太価格， $s_{i,j}$ ：第  $i$  径級，第  $j$  齢級の立木本数割合，

$N$ ：齢級数， $s$ ：径級数。

そして丸太評価価格－林齢曲線は、 $P_j$  を観測値として適当な曲線を当てはめることにより求めることができるというものである。広嶋は具体例としてスギ小丸太：8～14cm，スギ中丸太Ⅰ：14～24cm，スギ中丸太Ⅱ：24～30cm，スギ大丸太：30cm～の4径級を取り上げ、立木本数割合に関してもこれら径級別に求めた。その結果、林齢とともにシグモイド状に変化する観測値が得られ、それを3次曲線で近似することにより求める関数が得られた。しかしこの方法を、本論のように全国規模での判断基準関数に適用するには、データ収集の困難が予想される。たとえば全国規模でのスギ丸太価格のデータは、スギ大丸太に関しては平成14年から、スギ中丸太Ⅱに関しては平成9年から、スギ小丸太に関しては昭和58年からしか統計が取られていない。そのような制約を鑑みるに、この方法により判断基準関数を構成するにはせいぜい地域レベルが限界であろう。

つぎに、2.1.4 節で紹介した Blandon(1985)によれば、森林経営者が、今期の丸太価格  $P$  に対して、今期のうちに伐採を決断する条件は、以下のような現在価値の不等式で表される。このとき経営者の予想丸太価格  $P_{exp}$  は、今期から次期に至るまでの林齢別の材積成長量  $v_{t+1}$  に応じてシグモイド状に変化する。

$$PV - C(1+r)^t > \frac{P_{\text{exp}} V(1+v_{t+1}) - C(1+r)^{t+1}}{1+r}$$

$$\therefore \frac{P(1+r)}{1+v_{t+1}} > P_{\text{exp}}$$

ただし、 $t$ ：林齢， $V$ ：林分材積， $C$ ：育林コスト， $r$ ：利率

これもいわば丸太評価価格－林齢曲線であるが，利率等，全国規模での数値を求めることが困難なパラメータがあり，実践的とはいえない。

より単純に，森林の現在純価値の計算式においてコストや利率がゼロの場合を考えることもできる。たとえば(2.10)ならば

$$PNV(t) = pG(1 - e^{-at})^b \quad \text{when } C = r = 0$$

となる。これは林分の材積成長に比例するので丸太価格で評価された現在価値は，林齢とともにやはりシグモイド状に変化する。

これらの例から，丸太評価価格－林齢曲線はシグモイド状に変化すると考えることが妥当である。また，本節で取り上げるスギ中丸太のように，ある特定の径級のみ丸太価格を考えるのであれば次のように考えることもできる。すなわち箕輪・白石（1982）によればワイブル分布のパラメータが林齢とともに変化する場合，ある特定の直径（たとえば 30cm）以上の立木本数割合はシグモイド状の変化を呈する（図 4-2a, b）。このシグモイド曲線に対象径級の丸太価格を乗じれば同様の丸太評価価格－林齢曲線が得られる。

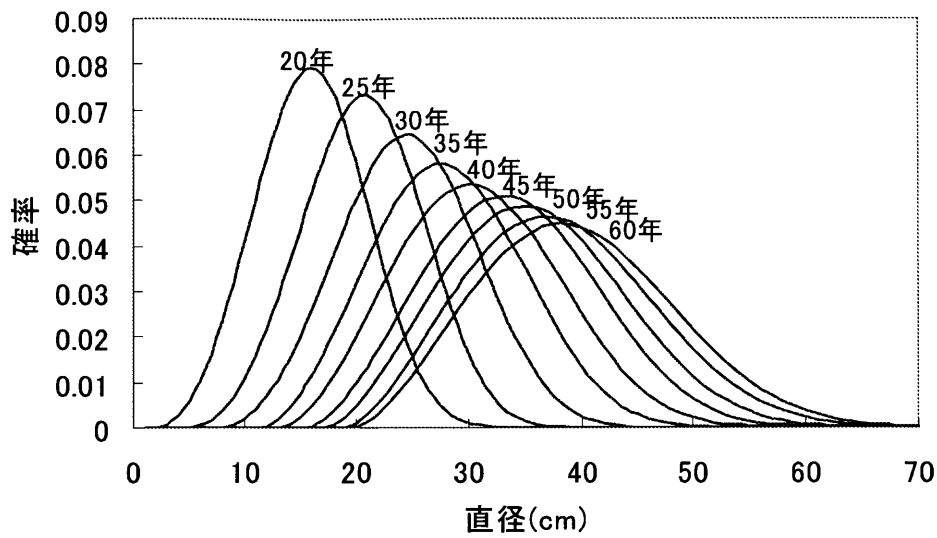


図 4-2a.ワイブル直径分布の時系列変化

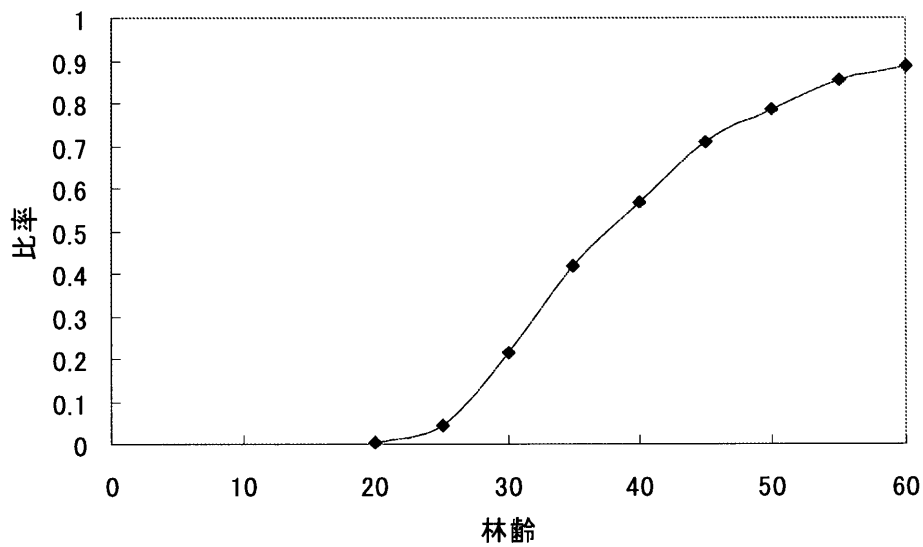


図 4-2b.直径 30cm 以上の立木本数割合の時系列変化

以上のことをふまえて、本節では拡張減反率(2.9)において丸太評価価格－林齢曲線  $w(t)$  は丸太価格  $P$  を共変量として内包する、次のような形で表されるものとする。

$$w(t) = P(1 - e^{-at})^b$$

さらに実践的な見地から、価格変化に対する判断基準関数の応答を考え、

$$(4.1) \quad w_i(t) = P_i(1 - e^{-at})^b$$

ただし、 $w_i(t)$ ：第  $i$  期の判断基準関数、 $P_i$ ：第  $i$  期の丸太価格

とする。すなわち第  $i$  期の丸太評価価格—林齢曲線  $w_i(t)$  は、基本形状  $f(t) = (1 - e^{-at})^b$  を一定に保ちつつも、第  $i$  期の丸太価格  $P_i$  に比例して曲線の“乗り換え”を行うものとする（図 4-3）。

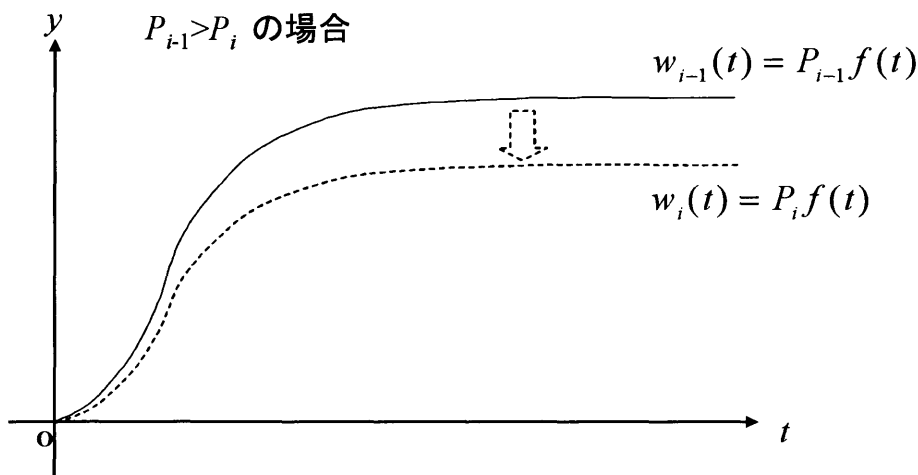


図 4-3.丸太価格の変化に対する判断基準関数の応答（価格下落の例）

以上より、(4.1)のもとで(2.9)に従う第  $i$  期の拡張減反率の密度関数は、

$$(4.2) \quad y_i(t, k) = P_i g'(t) e^{-g(t)} \left( \frac{P_i - 1}{k - 1} \right) (1 - e^{-g(t)})^{k-1} (e^{-g(t)})^{P_i - k},$$

ただし

$$(4.3) \quad g(t) = \ln \left\{ \frac{1}{1 - (1 - e^{-at})^b} \right\}$$

と表される。

#### 4.2.2. 判断基準関数のパラメータの推定

本節では、3章で提案した拡張減反率の推定手順に従い、時間および判断基準の単位の設定、観測値の収集、(4.3)におけるパラメータ  $a, b$  の推定について説明する。

まず単位の設定に関して、3.1.3節で議論したとおり、判断基準の閾値  $k$  と伐採齢平均  $\tau$  の大小関係は拡張減反率の推定精度に影響を与え、結局、閾値の値が伐採齢平均の数倍程度になるように判断基準と時間の単位を設定した場合に、観測された伐

採性向を最もよく再現できるのであった。このことを判断基準関数(4.1)における価格  $P_i$  と時間  $t$  に関して確かめてみる。

まず時間に関しては、林齢でなく齢級（1 齢級=5 年）で扱うものとする。その上で価格に関しては、以下のような簡単な実験を行う。はじめに(4.1)で  $f(t) = (1 - e^{-at})^b$  として  $f(\tau) \doteq 1$  となるようパラメータ  $a$ ,  $b$  に適当な値を与える。つぎにスギ中丸太価格が 15,000 円と想定すると、 $P$  を 1 円単位で扱うならば  $k = Pf(\tau) = 15000f(\tau)$  は 1 万台の値となる。ところで観測された伐採齢平均  $\tau$  は 10（齢級）程度であるから、 $k$  は  $\tau$  に比して十分に大きく、このような拡張減反率の予測平均  $\nu$  と観測平均  $\tau$  との誤差は限りなくゼロに近くなる。しかしこの場合には拡張減反率の予測分散  $\sigma^2$  はほぼゼロになってしまう。よってこれでは  $k$  の値が大きすぎるので、今度は  $P$  を 1,500（10 円）、150（100 円）…と単位を変えて与えるとそれに応じて  $k$  の値も千台、百台…と小さくなるので、同様に平均と分散に関して、観測値と予測値の比較を行ってゆく。3.1.3 節の議論によると、 $k$  が極端に小さくない限りは平均の誤差はわずかなため、結局、分散の誤差が最小となるような金額単位を見いだせばよいことになる。こうして  $P$  を 15（1,000 円）として閾値の値が伐採齢平均の数倍程度になったときに、確かに観測分散と予測分散の誤差は最小となることが確認できる。

よって(4.3)におけるパラメータ  $a$ ,  $b$  の推定は時間を齢級、価格を 1,000 円の単位で表示した観測値に対して行う。3.2 節では、ある 2 時期間の齢級配置の差から 1 時期間の伐採面積および進級面積を観測値として得て最尤法により閾値およびパラメータを推定する方法を紹介した。しかし全国民有人工林を対象とした場合には、2 時期間の齢級配置の差をとると、低齢級での伐採面積が負になるなどして信頼できる観測値を得ることができないため、本章では伐採性向に関する情報として伐採齢の平均と分散を用いることとする。さらに丸太価格と伐採性向の関係を分析するため、観測値を時系列で得ることとする。観測値として用いるのは 4.1 節で紹介した昭和 49 年から平成 6 年（1974～1994 年）の全国民有人工林の伐採齢平均・分散（森

林計画研究会 1987, 森林基本計画研究会 1997) と, 全国スギ中丸太価格 (農林水産省統計情報部 2003) である (表 4-1). なお図 4-1 と同様, 丸太価格は平成 7 年基準の卸売物価指数で実質化する.

表 4-1. 観測値として用いた丸太価格と伐採統計

年度	実質スギ中丸太価格 <sup>a</sup> (1,000円)	伐採齢平均 <sup>b</sup> (齢級)	伐採齢分散 <sup>b</sup> (齢級 <sup>2</sup> )
S49 1974	39.58	9.62	9.62
S50 1975	37.21	9.50	8.31
S51 1976	35.50	9.64	7.92
S52 1977	33.60	9.87	10.20
S53 1978	32.57	10.12	8.08
S54 1979	36.59	9.91	7.82
S55 1980	35.51	10.02	8.69
S56 1981	29.55	10.10	9.03
S57 1982	27.21	9.92	9.20
S58 1983	24.82	10.10	9.27
S59 1984	23.38	10.19	9.02
S60 1985	22.75	10.23	8.03
S61 1986	22.47	10.32	8.90
S62 1987	24.07	10.64	9.35
S63 1988	23.91	10.47	9.31
H1 1989	24.70	10.66	13.22
H2 1990	24.99	10.37	10.48
H3 1991	23.82	10.47	12.14
H4 1992	21.77	10.71	11.62
H5 1993	22.78	10.30	11.49
H6 1994	22.20	10.81	9.90

出典. a: 農林水産省統計情報部 (2003), b: 森林計画研究会 (1987) および

森林基本計画研究会 (1997)

さて, このように伐採齢平均・分散を観測値として得た場合, モーメント法に準じて, それら観測値と, 予測される拡張減反率分布の平均・分散との誤差が最小となるようパラメータを較正する方法が考えられる. すなわち表 4-1 に示した過去 21 年間の伐採齢平均  $\tau_i$ ・分散  $S_i^2$  を観測値とし, (4.2) の  $a, b$  は一定, (4.1) の変数  $k$  は観測年ごとに異なる  $k_i$  を取るものとすれば, (4.2) の寿命分布の平均  $\nu_i$ ・分散  $\sigma_i^2$  は,  $a, b, k_i$  の関数として表されるため,

$$(4.4) \quad (a^*, b^*, k_i^*) = \left( a, b, k_i \left| \min \sum_{i=1}^{21} \left\{ (v_i(a, b, k_i) - \tau_i)^2 + (\sigma_i^2(a, b, k_i) - S_i^2)^2 \right\} \right. \right), \quad a, b \in \mathbb{R}, \forall k_i \in \mathbb{Z}$$

の式に従いパラメータを較正することができる。ここでは平均と分散の重みは等しいものとして、 $a$ 、 $b$ 、 $k_i$ の値をそれぞれゼロから連続的に大きくしながら(4.4)を探求する、逐次法を採用する。なお $k_i^*$ は3.1.2節の議論に従い

$$(4.5) \quad k_i = P_i(1 - e^{-a\tau_i})^b$$

として求めた値の整数近似値と一致する。すなわち(4.2)で

$$k_i = P_i(1 - e^{-a\tau_i})^b, \quad k_i \in \mathbb{Z}$$

のもと、

$$(a^*, b^*) = \left( a, b \left| \min \sum_{i=1}^{21} \left\{ (v_i(a, b) - \tau_i)^2 + (\sigma_i^2(a, b) - S_i^2)^2 \right\} \right. \right), \quad a, b \in \mathbb{R}$$

としてパラメータを較正してもよい。

較正の結果、 $a^*=0.0478$ 、 $b^*=1.24$ となる。また $k_i^*$ は表4-2のとおりである。これらのもと観測平均・分散と予測平均・分散を比較してみると(図4-4)、平均に関しては、ほぼ誤差なく再現できているが、分散に関しては、観測分散自体のばらつきが大きいこともあり、あまり再現性はよくない。ただし観測値にみられる、平均の増加とともに分散も増加するという傾向は予測値においても再現されている。

表 4-2.  $k_i^*$  の較正結果

	年度	$k_i^*$
S49	1974	11
S50	1975	11
S51	1976	10
S52	1977	10
S53	1978	10
S54	1979	11
S55	1980	11
S56	1981	9
S57	1982	8
S58	1983	8
S59	1984	7
S60	1985	7
S61	1986	7
S62	1987	8
S63	1988	8
H1	1989	8
H2	1990	8
H3	1991	8
H4	1992	7
H5	1993	7
H6	1994	7

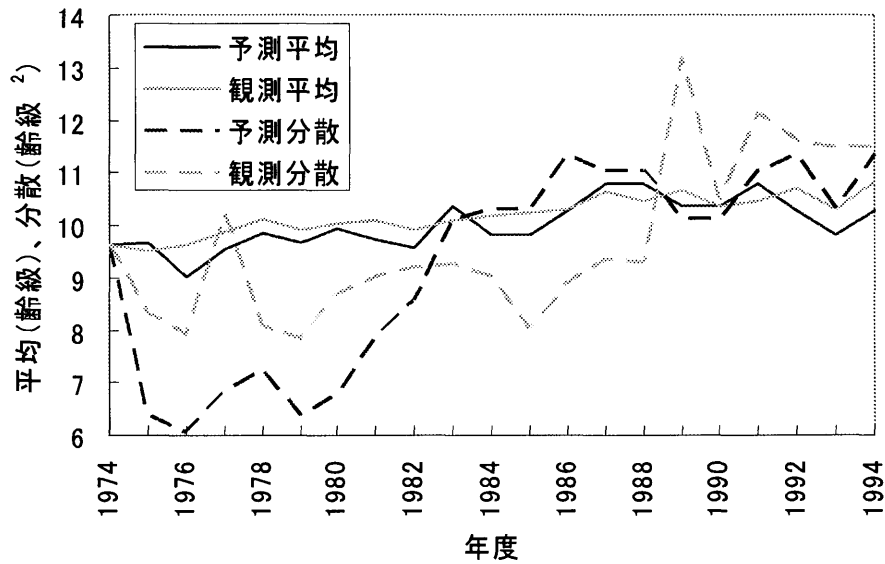


図 4-4. 観測平均・分散と予測平均・分散の比較

#### 4.3. 丸太価格に基づく拡張減反率の収穫予測への応用

3.2 節で論じたように拡張減反率を収穫予測へ応用するには、寿命分布のパラメータの変動を予測する必要がある。拡張減反率(4.2)では、共変量である丸太価格の



変動を予測することに加え、判断基準関数の閾値の変動を予測することが必要となる。しかし、 $i$  期の閾値  $k_i$  を決定する(4.5)では、丸太価格  $P_i$  のほかに予測平均  $v_i$  の情報を必要とするため、このままでは予測に使用できない。そこで本節では、新たに閾値  $k$  の変動を予測する方法を検討する。

$k$  の変化のメカニズムに関連して、過去の研究事例を紹介しよう。それは本論で何度か取り上げてきた Blandon(1985)である。2.1.4 節で概説したように、そこでは森林経営者たちの予想丸太価格に関する確率分布を想定し、現実の丸太価格が変化した場合の確率分布の応答に関して2つのモデルを提示したのであった。ひとつは固定分布モデルと称するもので、そのメカニズムのもとでは、たとえば現実の丸太価格  $P_{act}$  が下落した場合、低い価格は“ついていない”こととみなされ予想価格は現実の価格に左右されない。そして経営者たちは将来の価格上昇を期待する。すなわちここでは待つことによる優位さがあり、予想価格になるまで伐採を延期する。結果として現実の丸太価格は伐採の意志決定に、そして減反率に影響する。もうひとつはランダム・ウォークモデルと称するもので、そのメカニズムのもとでは、現実の丸太価格  $P_{act}$  が下落した場合、予想価格も多かれ少なかれ低い水準となる。しかしその水準の変化自体は未来の意志決定に影響を与えない。すなわち今期、予想価格の水準が低下したからといって、経営者たちは次期もその傾向が続くとは予想せず、現実の価格変化のみに影響を受ける。よってここでは待つことによる優位さが認められず、価格が伐採の意志決定に与える影響は未知数である。要約すれば、固定分布モデルでは経営者たちの予想価格は現実価格の影響を受けず、ランダム・ウォークモデルでは予想価格は、ランダムに変化する現実価格の影響を受けるということである。このことを経営者たちの平均予想価格  $\overline{P_{exp}}$  と現実価格  $P_{act}$  との関連で模式化したものが図 4-5 である。

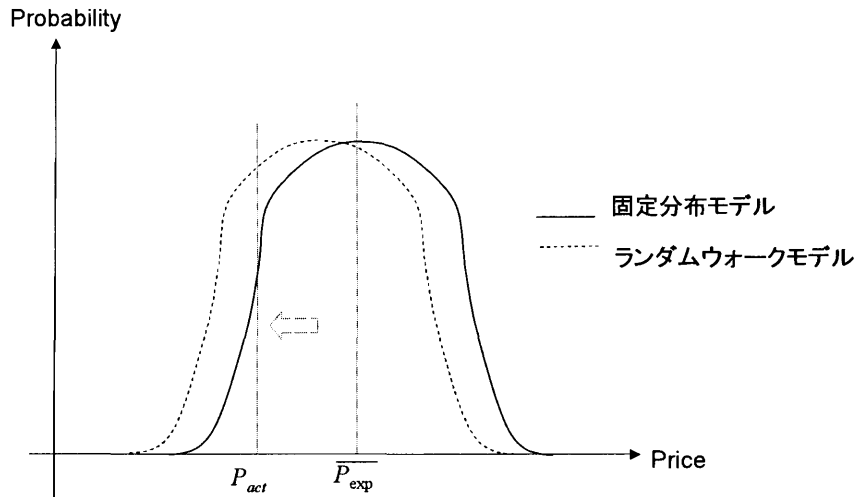


図 4-5. 固定分布モデルとランダム・ウォークモデル

さて、Blandon(1985)のモデルを本章の拡張減反率モデルにあてはめると、平均予想価格  $\overline{P_{exp}}$  と現実価格  $P_{act}$  は、それぞれ閾値  $k_i$  と丸太価格  $P_i$  に他ならない。

たとえば、 $i-1$  期から  $i$  期にかけて現実丸太価格が  $P_{i-1}$  から  $P_i$  に下落した場合、まず判断基準関数が価格変化に比例して  $P_{i-1}f(t)$  から  $P_i f(t)$  に下降する。その際、経営者たちの予想価格が固定分布モデルに従うならば  $k_{i-1}$  は  $k_i$  のままなので（厳密には、固定分布モデルの場合には予想価格は現実価格に関係なくわずかに変動するが、簡単のためここではその変動を無視する）、減反率分布の平均は  $v_{i-1}$  から  $v_i$  へ増加する。すなわち価格の下落は伐採齢平均の増加につながる（図 4-6）。逆に、価格の上昇は伐採齢平均の減少につながる。

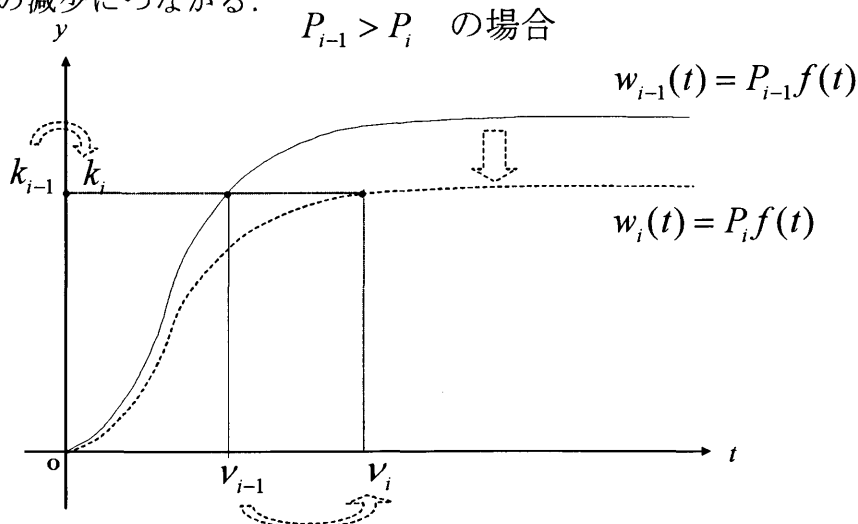


図 4-6. 現実丸太価格  $P_i$  の変化に対する平均予想価格  $k_i$  の応答—固定分布モデル

同様に価格が下落した場合，経営者たちの予想価格がランダム・ウォークモデルに従うならば  $k_{i-1}$  も価格につられて下落する．ここで問題となるのはその  $k_{i-1}$  から  $k_i$  へ下落幅である．図 4-7 に示すように下落幅が小さく  $k'_i$  であった場合には減反率分布の平均は  $v_{i-1}$  から  $v'_i$  へ増加する．しかし下落幅が大きく  $k''_i$  であった場合には減反率分布の平均は  $v_{i-1}$  から  $v''_i$  へ減少する．

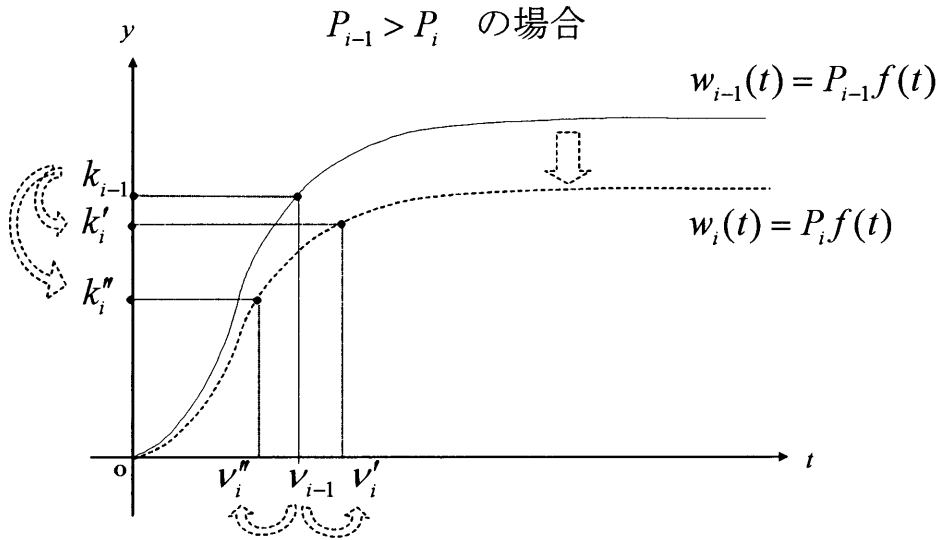


図 4-7.  $P_i$  の変化に対する  $k_i$  の応答—ランダム・ウォークモデル

ここで収穫予測にあたって，どちらのモデルが妥当であるか考える．固定分布モデルの場合には，価格変化に対する伐採齢平均の応答を明確に説明できるという点で理論モデルとして優れているものの， $k_i$  は基本的に変化しないのでモデルの柔軟性という点で問題がある．一方，ランダム・ウォークモデルは価格変化と伐採齢の応答との関係が不明確であるものの， $k_i$  が価格に応じて変化するという点で表 4-2 の実態に即しており実践的なモデルである．どちらも一長一短があるといえる．そこで前節のパラメータ推定の際に得られた，伐採齢平均，丸太価格と  $k_i$  の関係を見てもみると， $k_i$  は明らかに丸太価格と連動していることがわかる（図 4-8）．これは(4.5) による  $k_i$  と表 4-2 の  $k_i^*$  が一致し， $\tau_i$  の変化に比して  $P_i$  の変化が大きいことから明らかである．つまり本章で想定した拡張減反率モデルでは，平均予想価格は現実価格の変化につられて変化することがわかる．よって本節では予想価格の変化のメカニ

ズムとして、ランダム・ウォークモデルを採用する。

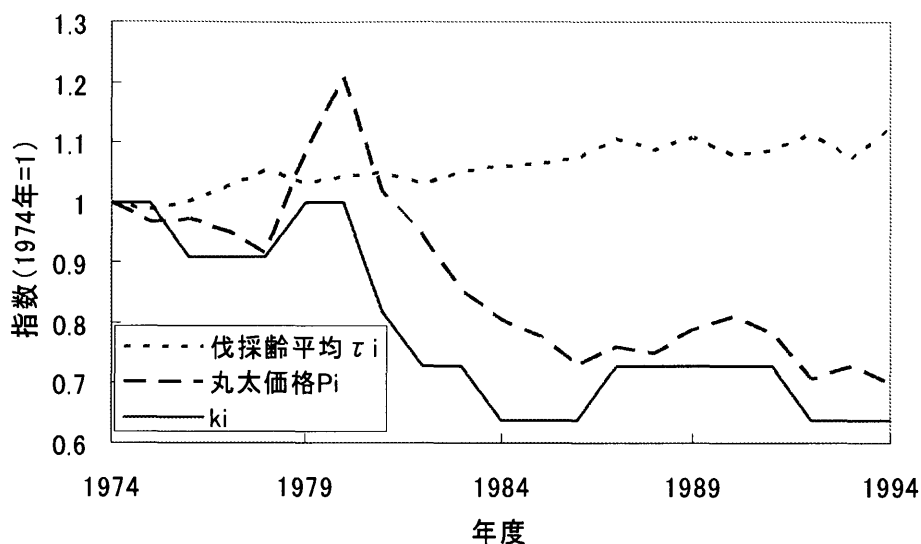


図 4-8.S49-H6 年の伐採齢平均，丸太価格，閾値の変化（指数）

そこで、ランダム・ウォークモデルにおける平均予想価格  $k_i$  の変化をモデル化する。今、 $i-1$  期から  $i$  期にかけて丸太価格が  $P_{i-1}$  から  $P_i$  に変化する場合、

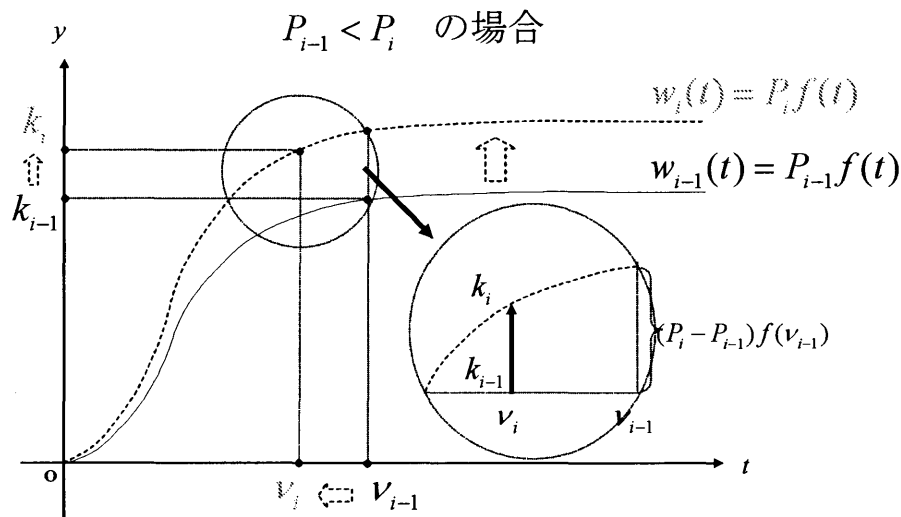


図 4-9.ランダム・ウォークモデルに従う平均予想価格のモデル

図 4-9 において拡大円の中の図形に注目すると、左側の矢印の長さが  $k_i - k_{i-1}$ 、右側の点線の長さが  $(P_i - P_{i-1})f(v_{i-1})$  とそれぞれ表され、両者は比例関係にあることから、 $k_i$  は次式のように表すことができる。

$$(4.6) \quad k_i = k_{i-1} + \alpha(P_i - P_{i-1})f(v_{i-1}), \quad \alpha > 0.$$

これは、右辺の  $k_{i-1}$  を移項することにより

$$(4.7) \quad \Delta k_i = \alpha f(v_{i-1}) \Delta P_i$$

と変形できる。すなわち平均予想価格の変化幅は、伐採齢平均の水準と丸太価格の変化幅の積に比例する。なお(4.6)は、(4.5)より、 $i-1$  期と  $i$  期に対応する閾値

$$\begin{aligned} k_i &= P_i f(\tau_i) \\ k_{i-1} &= P_{i-1} f(\tau_{i-1}) \end{aligned}$$

を求め、これらの差をとった

$$k_i - k_{i-1} = P_i f(\tau_i) - P_{i-1} f(\tau_{i-1})$$

の右辺において、 $\tau_i = \tau_{i-1}$  であったならば

$$k_i - k_{i-1} = (P_i - P_{i-1}) f(\tau_{i-1})$$

となるが、 $\tau_i \neq \tau_{i-1}$  の場合にはこれを  $\alpha$  倍した

$$k_i - k_{i-1} = \alpha (P_i - P_{i-1}) f(\tau_{i-1})$$

と表されると仮定して、任意の  $i$  で  $\tau_i = v_i$  と置くことにより、解析的に導くこともできる。ここでは、当期の閾値を求めるために、前期の丸太価格、前期の予測平均、前期の閾値、さらには当期の丸太価格の情報が必要なことから、基本的には当期の丸太価格の推移を予測すれば、当期の閾値も同時に予測されることとなる。

ここで図 4-7 との関連で重要となるのがパラメータ  $\alpha$  の値である。 $\alpha < 1$  の場合には  $P_{i-1} < P_i$  に対して  $v_{i-1} > v_i$  となるが、 $\alpha > 1$  の場合にはその逆となる。 $\alpha = 1$  の場合は丸太価格が変化しても閾値は変化せず、固定分布モデルと同様の振る舞いをする。

そこで、表 4-1 のデータをもとに(4.7)の  $\Delta k_i$ 、 $\Delta P_i f(v_i)$  の値を求めたものが表 4-3 である。ただし (4.2) の定義に従い、 $P_i$  および  $k_i$  を整数値に丸めてしまうと  $\Delta k_i = 0$  となる観測年が多くなり  $\Delta P_i f(v_i)$  との関係が不明確になるため、(4.5)に従い  $P_i$ 、 $k_i$  ともに実数値で求めることとする。

表 4-3.  $\Delta k_i$ ,  $\Delta P_{if}(v_i)$ の値の時系列変化

年度	$\Delta P_i$	$\Delta k_i$	$\Delta P_{if}(v_i)$
1975	-2.373	-0.821	-0.689
1976	-1.708	-0.343	-0.499
1977	-1.904	-0.327	-0.519
1978	-1.023	-0.067	-0.295
1979	4.021	1.002	1.195
1980	-1.085	-0.210	-0.317
1981	-5.962	-1.732	-1.789
1982	-2.339	-0.855	-0.687
1983	-2.393	-0.586	-0.692
1984	-1.439	-0.377	-0.449
1985	-0.622	-0.165	-0.184
1986	-0.287	-0.030	-0.085
1987	1.599	0.718	0.494
1988	-0.152	-0.165	-0.049
1989	0.787	0.382	0.255
1990	0.288	-0.116	0.090
1991	-1.172	-0.297	-0.366
1992	-2.046	-0.495	-0.665
1993	1.010	0.057	0.312
1994	-0.580	0.145	-0.172

$\alpha$ を求める手順としては次の2通りが考えられる. ひとつは $(\Delta k_i, \Delta P_{if}(v_i))$ の散布図に回帰直線をあてはめ, その傾き $\hat{\alpha}$ を求めるものがある. これによると $\hat{\alpha}$ は 0.918 で回帰直線の決定係数は  $R^2=0.9217$  となる (図 4-10).

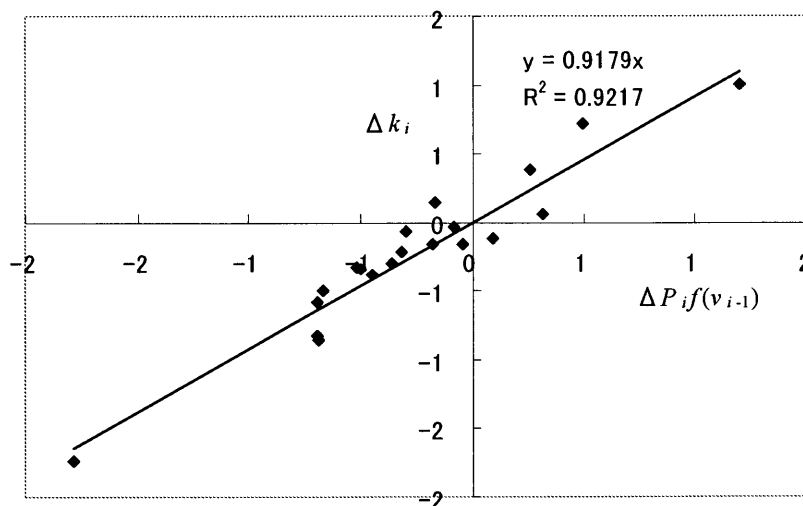


図 4-10.S50~H6 年 (1975~1994 年) の  $(\Delta k_i, \Delta P_{if}(v_i))$  の散布図

もうひとつは、(4.7)より

$$\alpha_i = \frac{\Delta k_i}{f(v_{i-1})\Delta P_i}$$

として $\alpha_i$ を計算し、この平均 $\bar{\alpha}$ を求めるものである。これによると 1988 年、1990 年、1994 年をはずれ値として除いた $\bar{\alpha}$ は 0.828 となる (図 4-11)。

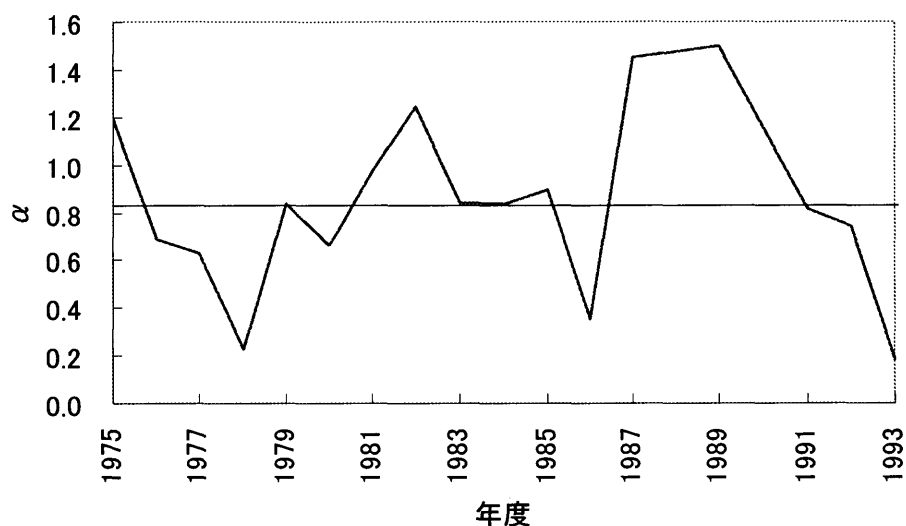


図 4-11. S50~H6 年 (1975~1994 年) の $\alpha$ の時系列変化 (88, 90, 94 年除く)

そして前節でパラメータを決定した拡張減反率(4.2)において、(4.6)に基づき  $k_i$  が推移するとした場合の予測平均・分散を $\hat{\alpha}$ 、 $\bar{\alpha}$ それぞれの場合について求め、表 4-1 の観測値と比較した (図 4-12, 図 4-13)。

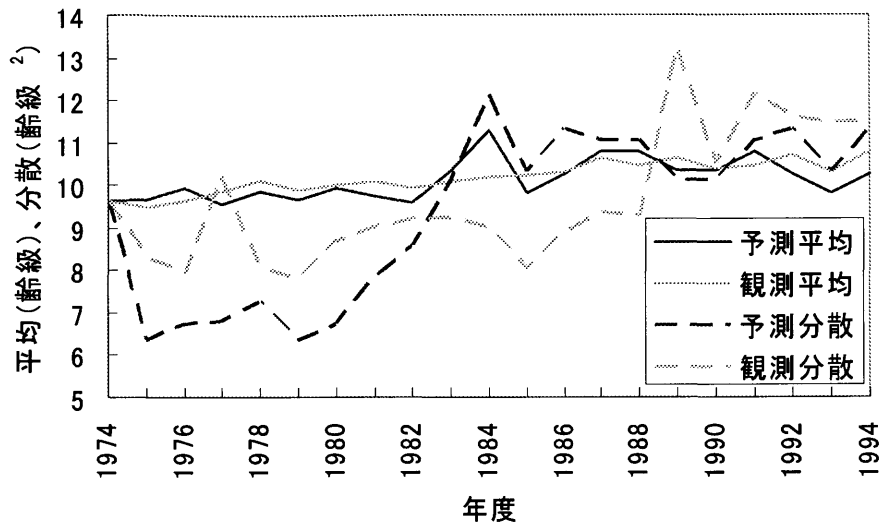


図 4-12.  $\hat{\alpha}$ に基づく S49~H6 年の予測平均・分散と観測平均・分散との比較

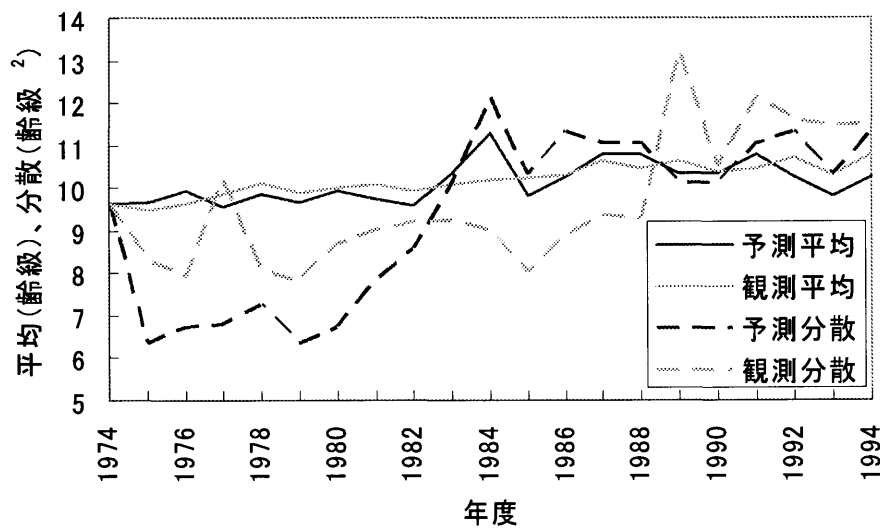


図 4-13.  $\bar{\alpha}$ に基づく S49~H6 年の予測平均・分散と観測平均・分散との比較

いずれも予測値は比較的良好に観測値を再現しているが後者の方が、平均に関して若干、再現性が高い。そこで本章の拡張減反率モデルでは(4.6)の $\alpha$ に $\bar{\alpha}=0.828$ を用いることとする。

いずれの場合にせよ、 $\alpha < 1$ なので価格上昇で伐採齢平均が減少、もしくは価格下落で伐採齢平均が増加という反比例の関係となることに変わりはない。このことを



確かめるため、表 4-1 の過去 20 年間の丸太価格と伐採齢平均の変化の関係を調べてみると、20 サンプル中、13 サンプルで価格変化と平均変化に正負の逆転が見られた (図 4-14)。

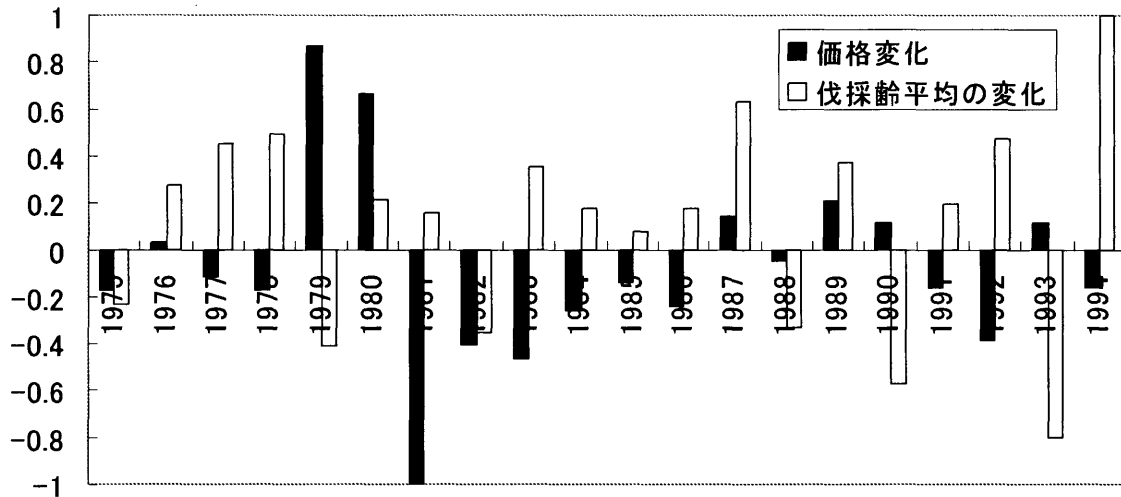


図 4-14. S50~H6 年 (1975~1994 年) の丸太価格の変化と伐採齢平均の変化の関係  
 これらのことから、 $\bar{\alpha}=0.828$  とした(4.6)に従い、閾値が推移する拡張減反率モデルは、丸太価格と伐採齢平均の挙動に関する平均的な傾向を十分、再現可能である。

#### 4.4. 丸太価格に基づく拡張減反率と従来型減反率の比較

前節までで、丸太価格に基づく拡張減反率 (以下、丸太価格減反率) モデルが確立された。そこで本節では表 4-1 の丸太価格から丸太価格減反率により密度分布と伐採率を計算し、同様に表 4-1 の伐採齢平均・分散から従来型の減反率(2.1)により密度分布と伐採率を計算した上で、両者を比較する。

あらためて整理すると、 $i$  分期における従来型の減反率の密度関数では、

$$(4.8) \quad y_i = m_i e^{-m_i t} \frac{(m_i t)^{k_i - 1}}{\sqrt{2\pi} e^{-k_i} k_i^{k_i - \frac{1}{2}}}$$

ただし、

$$m_i = \frac{\tau_i}{S_i^2}, \quad k_i = \frac{\tau_i^2}{S_i^2}$$

と表されるため、収穫予測を行う場合、当期の伐採齢平均と分散の情報が必要となる。一方、 $i$  分期における丸太価格減反率の密度関数は

$$(4.9) \quad y_i = P_i g'(t) e^{-g(t)} \binom{P_i - 1}{k_i - 1} (1 - e^{-g(t)})^{k_i - 1} (e^{-g(t)})^{P_i - k_i},$$

ただし、

$$k_i = k_{i-1} + 0.828(P_i - P_{i-1}) \left(1 - e^{-0.0478v_{i-1}}\right)^{1.24},$$

$$g(t) = \ln \frac{1}{1 - \left(1 - e^{-0.0478t}\right)^{1.24}}$$

と表されるため、収穫予測を行う場合、初期値として伐採齢平均を与えてしまえば以降、必要となる情報は丸太価格のみである。これら密度関数に基づき  $i$  分期  $j$  齢級の減反率が

$$q_{i,j} = \int_j^{j+1} y_i dt$$

と求まり、 $i$  分期  $j$  齢級の伐採率は

$$c_{i,j} = \frac{q_{i,j}}{1 - \sum_{\eta=1}^{j-1} q_{i,\eta}}$$

として計算される。ただし本論では全国民有人工林の最高齢級を 30 とするため、伐採率は

$$(4.10) \quad c_{i,j} = \frac{q_{i,j}}{\sum_{\eta=1}^{30} q_{i,\eta} - \sum_{\eta=1}^{j-1} q_{i,\eta}}, \quad j = 1, 2, \dots, 30$$

と近似することとする。

表 4-1 に基づき、昭和 49 年を初期値とし、昭和 50～平成 6 年（1975～1994 年）の過去 20 年間の(4.8)と(4.9)の寿命分布を比較したものが図 4-15 である。また両者の平均・分散を示したものが表 4-4 である。

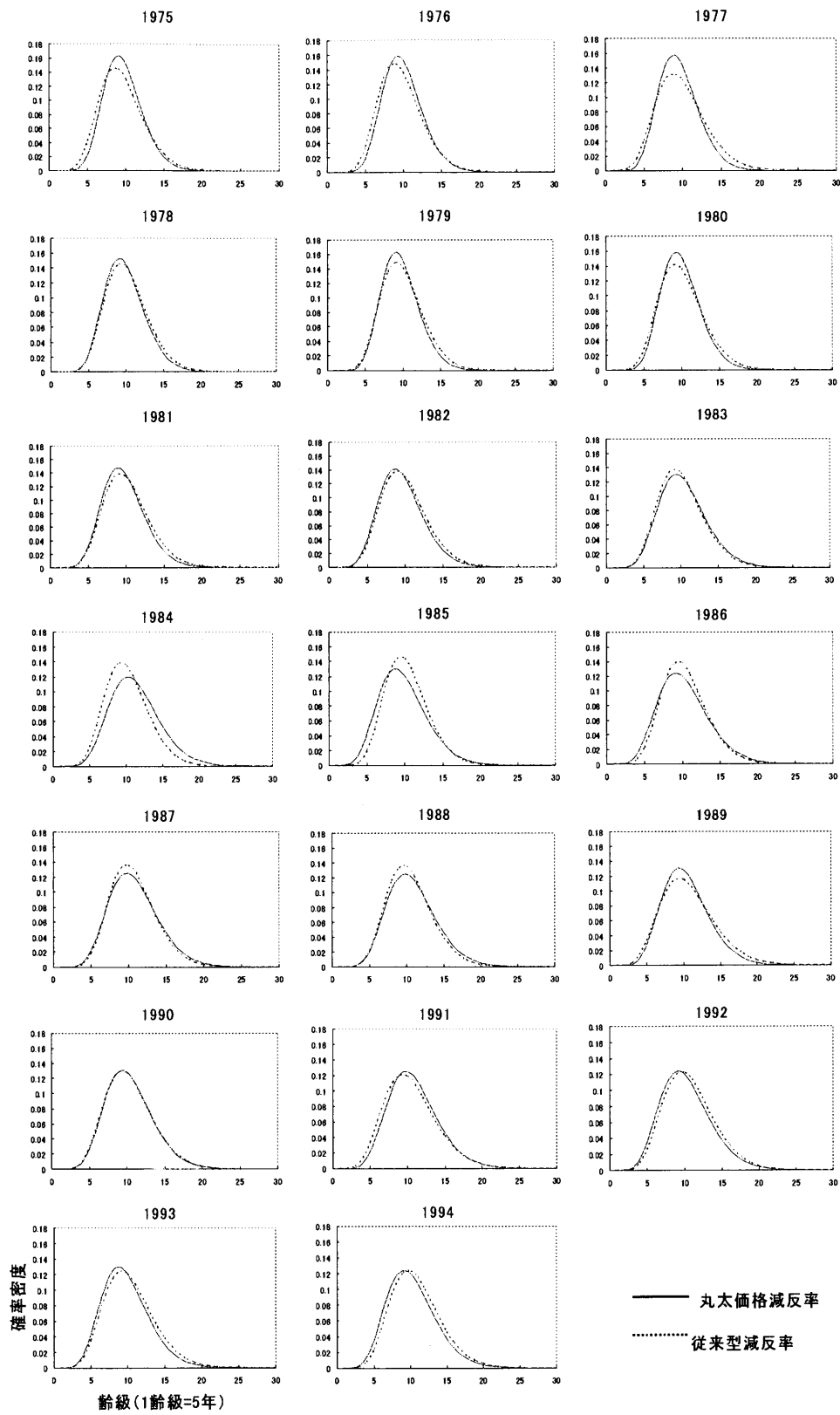


図 4-15. S50~H6 年 (1975~1994 年) の寿命分布の比較

表 4-4. S50～H6 年（1975～1994 年）の平均・分散の比較

	平均		分散	
	丸太価格	従来型	丸太価格	従来型
1975	9.68	9.50	6.36	8.31
1976	9.95	9.64	6.75	7.92
1977	9.56	9.87	6.82	10.20
1978	9.85	10.12	7.27	8.08
1979	9.68	9.91	6.36	7.82
1980	9.95	10.02	6.75	8.69
1981	9.73	10.10	7.87	9.03
1982	9.58	9.92	8.58	9.20
1983	10.36	10.10	10.11	9.27
1984	11.30	10.19	12.13	9.02
1985	9.81	10.23	10.31	8.03
1986	10.26	10.32	11.33	8.90
1987	10.81	10.64	11.05	9.35
1988	10.81	10.47	11.05	9.31
1989	10.36	10.66	10.11	13.22
1990	10.36	10.37	10.11	10.48
1991	10.81	10.47	11.05	12.14
1992	10.26	10.71	11.33	11.62
1993	9.81	10.30	10.31	11.49
1994	10.26	10.81	11.33	11.50

図 4-15 では、全体的には両者の分布はよく一致しているが、中には、ずれの目立つ年もある。まず、70 年代から 80 年代前半にかけては丸太価格減反率の分散が従来型のものより過小となる傾向が見られるが、これは図 4-13 に見られるように丸太価格減反率では平均と分散の大小に比例関係があり、平均が低いこれらの年代では分散も同様に低くなることによる。また 75, 76, 80, 82, 87, 88, 89 年では両者の平均に若干のずれが見られるが、これは図 4-14 に見られるように、これらの年には観測値では価格変化と平均変化の正負が一致するにもかかわらず、丸太価格減反率では  $\alpha < 1$  の仮定によりその正負が逆転することによる。

さらに表 4-4 を用いて両者の差を統計的に検証する。まず平均について、丸太価格減反率と従来型減反率で同じ年のものを対にして、対応のある 2 群の差の検定を行うと、自由度 19 で両側 P 値 0.5173（片側 0.2587）となり、両者には有意な差が認められない。分散についても同様の検定を行うと自由度 19 で両側 P 値 0.4260（片側 0.2130）となり、やはり両者には有意な差が認められない。表 4-4 の従来型減反

率の平均と分散は、表 4-1 の観測平均と分散に他ならないので、結局この検定は、図 4-13 を用いて過去 20 年間の丸太価格減反率の、観測値に対する内挿の精度を検定していることと同等である。その検定によれば観測値と予測値の間に有意な差は見られない。

またこれらから(4.10)により計算した伐採率が図 4-16 である。年齢級に関して対応のある 2 群の差の検定を年度別に行うと、各年度とも丸太価格減反率と従来型減反率の伐採率には有意な差が見られたが、たとえば 1994 年における両者の伐採率から、全国民有人工林の総伐採面積を計算してみると約 10,000ha の差となる。この差は全国レベルの収穫予測においてはわずかなものである。

以上、本章では丸太価格に基づく拡張減反率の推定方法を検討したが、改めて本法による収穫予測の流れをまとめると

- ① 丸太価格、伐採年齢平均の初期値  $P_0$ 、 $v_0$  を与える
- ②  $k_0 = P_0 f(v_0)$  と  $w_0(t) = P_0 f(t)$  より、初期寿命分布が決定する  
ただし、 $f(t) = (1 - e^{-0.0478t})^{1.24}$
- ③ 次期の価格  $P_1$  を予想する
- ④  $k_1 = k_0 + 0.828(P_1 - P_0) f(v_0)$  と  $w_1(t) = P_1 f(t)$  より次期の寿命分布を決定する

…以下同様

となる。最後にこの流れを参考に、本法の特徴を明確にしておこう。まず本法と Blandon(1985)の違いに関して、Blandon の方法は、はじめに仮定した予想価格の確率分布から減反率が帰納的に求められているのに対し、本法は平均予想価格のみから減反率が演繹的に求められている。すなわち、はじめに分布ありきか否かという点で両者は本質的に異なる。さらに Blandon の方法は前提となる予想価格の確率分布を求める方法が示されておらず実験の域を出ていないのに対し、本法は現実の収穫予測に供しうる。

つぎに本法と従来型減反率の違いに関して、2.2.3 節で論じたように本法は「過程

ありき」の立場に基づき伐採行動の要因として丸太価格の予測値を与えることにより収穫予測が行われるが、従来の方法では「分布ありき」の立場に基づき伐採行動の結果である伐採齢平均・分散を指定することにより収穫予測が行われる。このように考えると従来の方法は、収穫予測というよりも、所定の伐採性向のもとで森林資源がどのように推移するかを検討するものであり、本法こそが厳密な意味での収穫予測といえよう。

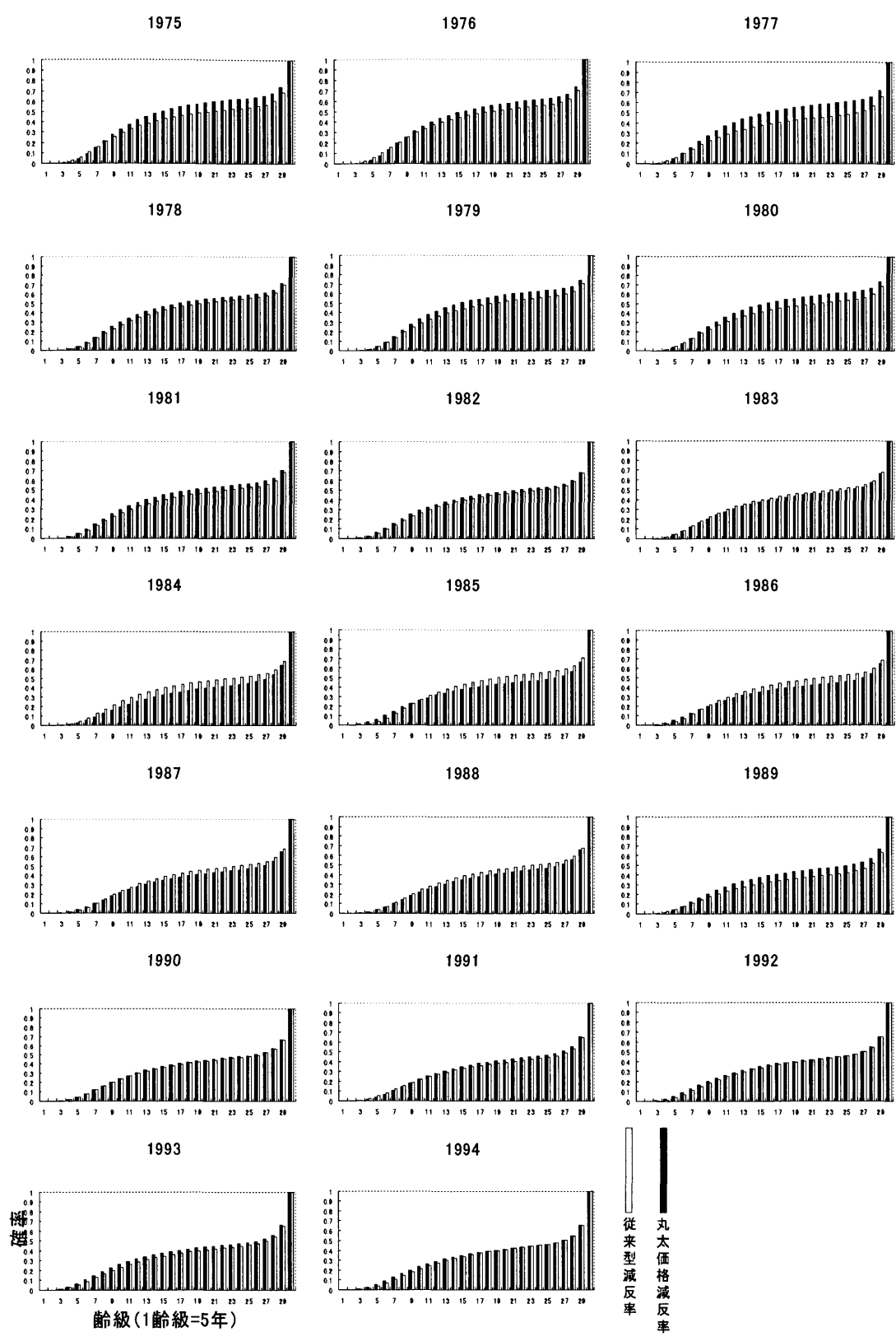


図 4-16. S50~H6 年 (1975~1994 年) の伐採率の比較

## 5.国レベル収穫予測シミュレーションへの応用

本章では、4章でとりあげた丸太価格減反率を、既存の森林資源管理モデルへ組み込むことにより、実践的な収穫予測シミュレーションを行う。

### 5.1.木材需給均衡モデルの概説

開発のベースとしたモデルは木材需給均衡モデル (Timber Supply-Demand Model: 以下, TSDM) である。これは、1987年の「重要な林産物の需要および供給に関する長期の見通し」(以下, 林産物需給の長期見通し) において国産材の需給量の推移を予測するために森林総合研究所の天野, 野田らによって開発された。このモデルはその後, 広嶋により改良を加えられ1996年の「林産物需給の長期見通し」改定の際にも引き続き用いられた。モデルの構造はマーケットメカニズムを反映したもので, 丸太価格を媒介にして供給サブモデルと需要サブモデルをつなぎ合わせた型となっている(図5-1)。以下, 森林計画研究会(1987), 森林基本計画研究会(1997)にしたがい, 従来のTSDMの構造を説明する。

図5-1左側の供給サブモデルでは, 与えられたいくつかの森林グループごとに, グループ内を経済林と非経済林に分割し, 経済林に対する減反率計算から収穫量を算出する。経済林と非経済林の分割に際しては, 林道開設延長, 素材生産コスト, 丸太価格を説明変数とする重回帰式(供給関数と呼ぶ)により, 森林グループにおける経済林面積の比率が計算される仕組みになっている。これは2.1.4節で紹介した天野・野田(1984)の減反グループ率に他ならない。供給関数を図5-2に示す。



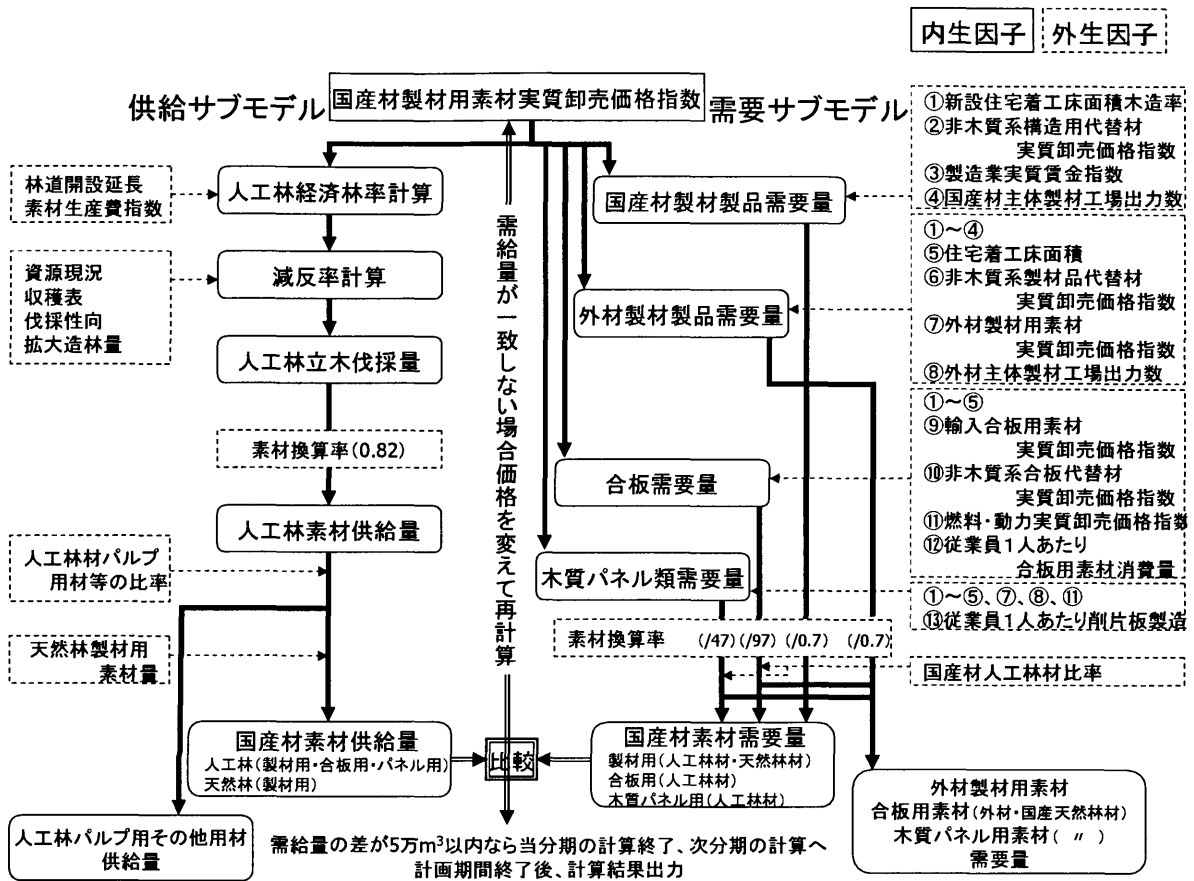


図 5-1.木材需給均衡モデルの構造 出典：森林計画研究会（1987）

民有林の経済林比率  $Y_p$

$$Y_p = - 5.01018 - 0.620032C + 0.935849P011 + 0.170338Tp$$

国有林の経済林比率  $Y_n$

$$Y_n = 19.4280 - 0.620032C + 0.935849P011 + 0.170338Tn$$

外生変数一覧 (指数はすべて平成 2 年を 100 とする)

$C$  : 実質素材生産費指数,  $P011$  : 国産材製材用素材実質卸売価格指数,

$Tp$  : 民有林林道開設延長 (千 km),  $Tn$  : 国有林林道開設延長 (千 km)

図 5-2.供給関数 出典：森林基本計画研究会（1997）

「林産物需給の長期見通し」のために用意されたデータは人工林のみを扱い、人工林内部を国有林と民有林の2つのグループに分割し、それぞれの収穫量を合計して、人工林材供給量としている。天然林材供給量に関しては、外部モデルの計算結果を外生因子として取り込む形式となり、TSDM自体は天然林の需給構造を反映する機能を持っていない。これら人・天別供給量を素材換算した後に合計して、国産材素材供給量とする。輸入材は外部モデルで扱う。

図 5-1 右側の需要サブモデルでは、住宅木造率、輸入材および国産材の丸太価格などを説明変数とする重回帰式（需要関数と呼ぶ）により、製材、合板、合板以外の木質パネル類の3区分での需要量が算出される。これら3区分の需要量を素材換算し、輸入材を除いたものを合計して、国産材素材需要量とする。需要関数が構成する構造方程式体系を図 5-3 に示す。

供給サブモデルと需要サブモデルには、丸太価格を表す変数として国産材製材用素材実質卸売価格指数  $P011$  が共通して組み込まれており、この丸太価格が変化することにより供給量、需要量のいずれも変化する。そして丸太価格を変化させながら需給量の計算を繰り返すことにより、いずれ需給量が均衡する。価格変化の具体的なアルゴリズムを説明すると、まず第1分期には、 $P011$  は0を初期値として国産材素材供給量  $SQ011$  が国産材素材需要量  $DQ011$  を上回るまで0.2ずつ増加し続け、上回ったならば、つぎに  $SQ011$  が  $DQ011$  を下回るまで  $0.2 \times 1/2 = 0.1$  ずつ減少し続け、下回ったならば同様に  $SQ011$  が  $DQ011$  を上回るまで  $0.1 \times 1/2 = 0.05$  ずつ増加し続け、このようなルーチンを、 $SQ011$  と  $DQ011$  の差が5万  $m^3$  以下になるまで繰り返し、そのときの  $P011^*$ 、 $SQ011^*$ 、 $DQ011^*$  を第1分期の均衡値とする。第2分期になると供給関数および需要関数の外生変数の値が変わり、 $P011$  は  $P011^*$  を初期値として  $SQ011 < DQ011$  ならば  $SQ011$  が  $DQ011$  を上回るまで、 $SQ011 > DQ011$  ならば  $SQ011$  が  $DQ011$  を下回るまで、0.2ずつ増加もしくは減少し続け、両者の差が5万  $m^3$  以下になるまで同様のルーチンを繰り返し、均衡値を見いだす。第3分期以降も第2分期

と同様である。こうして、計画期間終了後に計算結果をまとめて出力する。

<p>国産材製材品需要量 <math>DQ101</math> (百万 <math>m^3</math>)</p> $DQ101 = 0.15674R + 0.085338XP101 - 0.0084542P011 - 0.053634XP001 + 0.010817XC101 - 5.2477Z - 0.57288$ <p>国産材製材品実質卸売価格指数 <math>P101</math></p> $P101 = -0.56380R + 0.16508XP101 + 1.2213P011 + 0.14816XP001 - 0.015175XC101 - 10.274Z - 0.67299$ <p>外材製材品需要量 <math>DQ102</math> (百万 <math>m^3</math>)</p> $DQ102 = 0.035008A - 0.073454R + 0.00088515XP101 + 0.069522XP102 + 0.12481P011 - 0.000019271P012 - 0.025566XP001 - 0.016131XC101 + 0.012445XC102 - 1.8539Z + 10.991$ <p>外材製材品実質卸売価格指数 <math>P102</math></p> $P102 = 0.098601A - 0.37103R + 0.15517XP101 - 0.072910XP102 + 0.37492P011 + 0.29574P012 + 0.38151XP001 + 0.0099178XC101 - 0.014886XC102 - 3.9438Z - 3.6665$ <p>合板需要量 <math>DQ200</math> (百万 <math>m^2</math>)</p> $DQ200 = 3.0747A + 1.2959R + 5.1084XP101 + 2.6122XP200 + 5.3400P011 + 1.1102P022 - 7.4379XP001 + 3.1285XP002 - 3.1146XC101 + 2.1522XE200 - 144.89Z + 1423.9$ <p>合板実質卸売価格指数 <math>P200</math></p> $P200 = 0.66492A + 0.74585R + 0.65052XP101 + 0.47024XP200 + 0.023604P001 + 0.31164P022 + 0.15928XP001 + 0.11350XP002 + 0.12489XC101 - 0.11943XE200 - 19.951Z - 221.66$ <p>合板以外の木質パネル類需要量 <math>DQ300</math> (百万 <math>m^2</math>)</p> $DQ300 = 0.47498A + 0.81863R + 0.28478XP101 - 0.24178XP102 + 0.55570P011 + 0.47615P012 - 0.41020XP001 + 0.79883XP002 - 0.40650XC101 - 0.10766XC102 + 0.34158XE300 - 2.3213Z + 160.29$ <p>合板以外の木質パネル類実質卸売価格指数 <math>P300</math></p> $P300 = 0.16468A + 0.0021933R - 0.15639XP101 + 0.66186XP102 + 0.38757P011 + 0.14082P012 + 0.41471XP001 - 0.11643XP002 + 0.15543XC101 - 0.020756XC102 - 0.066137XE300 - 8.8030Z - 116.03$ <p>外生変数一覧 (指数はすべて平成2年を100とする)</p> <p><math>A</math> : 住宅着工床面積 (百万 <math>m^2</math>)</p> <p><math>R</math> : 新設住宅着工床面積木造率 (%)</p> <p><math>XP101</math> : 非木質系構造用代替材実質卸売物価指数</p> <p><math>XP102</math> : 非木質系製材品代替材実質卸売物価指数</p> <p><math>XP200</math> : 非木質系合板代替材実質卸売物価指数</p> <p><math>Z</math> : ダミー</p> <p><math>P012</math> : 外材製材用素材実質卸売物価指数</p> <p><math>P022</math> : 輸入合板用素材実質卸売物価指数</p> <p><math>XP001</math> : 製造業実質賃金指数</p> <p><math>XP002</math> : 燃料・動力実質卸売物価指数</p> <p><math>XC101</math> : 国産材主体製材工場出力数 (千 kw)</p> <p><math>XC102</math> : 外材主体製材工場出力数 (千 kw)</p> <p><math>XE200</math> : 従業員1人あたり合板用素材消費量 (千 <math>m^3</math>)</p> <p><math>XE300</math> : 従業員1人あたり削片板製造量 (<math>m^3</math>)</p>
--

図 5-3. 需要関数の構造方程式 出典：森林基本計画研究会 (1997)

モデルランを行うためには、図 5-1 の点線枠で示した外生因子を森林グループ別、分期別にまとめた入力データを作成する必要がある。それらは主に図 5-4 のようなものであるが、詳細は巻末の資料 2 を参照されたい。

- ・ グループ数，計画期間，齢級数などの基礎データ
- ・ 減反率計算のための基礎データ（伐採齢平均・分散）
- ・ 計画期首の資源構成
- ・ 収穫表
- ・ 供給・需要サブモデルの外生変数の計画期間中の推移  
など

図 5-4.主な入力データ

またモデルランの後，出力される主な項目を以下に挙げる（図 5-5）。これらのデータが，森林グループ別，経済林・非経済林別，分期別，齢級別等で出力される。

- ・ 森林面積
- ・ 主・間伐面積
- ・ 主・間伐材積
- ・ 更新面積
- ・ 収穫材積
- ・ 森林蓄積
- ・ 製材，合板，合板以外の木質パネル類別の需要量
- ・ 主・間伐伐採率，主・間伐減反率，主・間伐保存率
- ・ 経済林比率
- ・ 丸太価格（需給量を均衡させる際に決定する内生変数）  
など

図 5-5.主な出力項目

以上の構造からわかるとおり，TSDM は本来，木材需給量の推移を予測するもの

であるが、計算過程で齢級別の資源構成や立木伐採量なども扱うことから国レベルでの収穫予測モデルとして援用可能である。ここで供給サブモデルの構造に注目すると、そこではまず丸太価格などを説明変数とする供給関数により経済林比率を計算し、つぎに経済林に対して減反率を適用するという2つの段階を経て木材供給量を算出している。この構造によると、丸太価格の変化は経済林比率の変化として現れ、その結果、木材供給量が変化する。TSDMの減反率は、伐採齢平均・分散に基づきパラメータを推定する従来型(2.1)であるため、丸太価格の変化をその分布へ直接的に反映できない。そこでTSDMに丸太価格減反率を組み込むことにより、丸太価格の変化による、経済林率と減反率分布の両方の変化を再現できるようになる。さらには外生的に伐期齢の情報を与えなくとも内生的に決定する丸太価格から減反率が決定するという点で、予測の手順を1段階省くことができる。

## 5.2.木材需給均衡モデルの改良

本節では、TSDMに主に2つの改良を行う。ひとつは丸太価格減反率の導入で、もうひとつは人工複層林のアルゴリズムの導入である。これら改良は供給サブモデルのみに行い、需要サブモデルは従来のままとする。

まず前者に関して、4章の丸太価格減反率は、全国実質スギ中丸太価格（1,000円単位）をもとにパラメータを調整したのに対し、TSDMで需給均衡に用いられるのは国産材製材用素材実質卸売価格指数  $P011$  である。そこでこれら価格の関係を調べる必要がある。表5-1は昭和41年から平成7年（1966～1995年）の  $P011_t$ 、スギ中丸太価格  $Psugi_t$ 、および両者の隣り合う年度間の階差を示したものである。表の右2列の階差には直線関係が見られ、その相関係数は0.64となる(図5-6)。よって、両者の関係は

$$(5.1) \quad Psugi_t - Psugi_{t-1} = 24.522(P011_t - P011_{t-1}) + 0.13876$$

で近似できる。すなわち丸太価格減反率のパラメータである  $Psugi_t$  は、シミュレーション開始時に初期値  $P011_0$ 、 $Psugi_0$  を与えれば、以後は各分期ごとに内生的に決定

する  $P011_t$  から(5.1)により逐次的に求められる。よって(5.1)の  $Psugi_t$  を(4.9)の  $P_t$  へ代入することにより丸太価格減反率を TSDM へ導入することが可能となる。

表 5-1. 昭和 41 年から平成 7 年（1966～1995 年）の丸太価格データ

	$P011$	$Psugi$ (千円)	$\Delta P011$	$\Delta Psugi$
1966	0.842	15.346		
1967	0.988	18.181	0.146	2.835
1968	1.063	19.256	0.075	1.075
1969	1.056	18.572	-0.007	-0.684
1970	1.022	18.377	-0.034	-0.195
1971	0.979	17.106	-0.043	-1.271
1972	1.043	19.061	0.064	1.955
1973	1.247	27.858	0.204	8.797
1974	1.122	32.061	-0.125	4.203
1975	1.059	30.986	-0.063	-1.075
1976	1.057	31.182	-0.002	0.195
1977	1.022	30.497	-0.035	-0.684
1978	1.022	29.422	0.000	-1.075
1979	1.124	34.700	0.102	5.278
1980	1.094	38.708	-0.030	4.008
1981	0.939	32.648	-0.155	-6.060
1982	0.879	30.204	-0.060	-2.444
1983	0.854	27.369	-0.025	-2.835
1984	0.830	25.805	-0.024	-1.564
1985	0.829	24.926	-0.001	-0.880
1986	0.904	23.459	0.075	-1.466
1987	0.975	24.339	0.071	0.880
1988	0.985	24.046	0.010	-0.293
1989	1.003	25.317	0.018	1.271
1990	1.000	26.001	-0.003	0.684
1991	0.987	25.023	-0.013	-0.977
1992	0.971	22.677	-0.016	-2.346
1993	0.985	23.362	0.014	0.684
1994	0.990	22.384	0.005	-0.977
1995	0.937	21.700	-0.053	-0.684

出典  $P011$  : 森林基本計画研究会 (1997),  $Psugi$  : 農林水産省統計情報部 (2003)

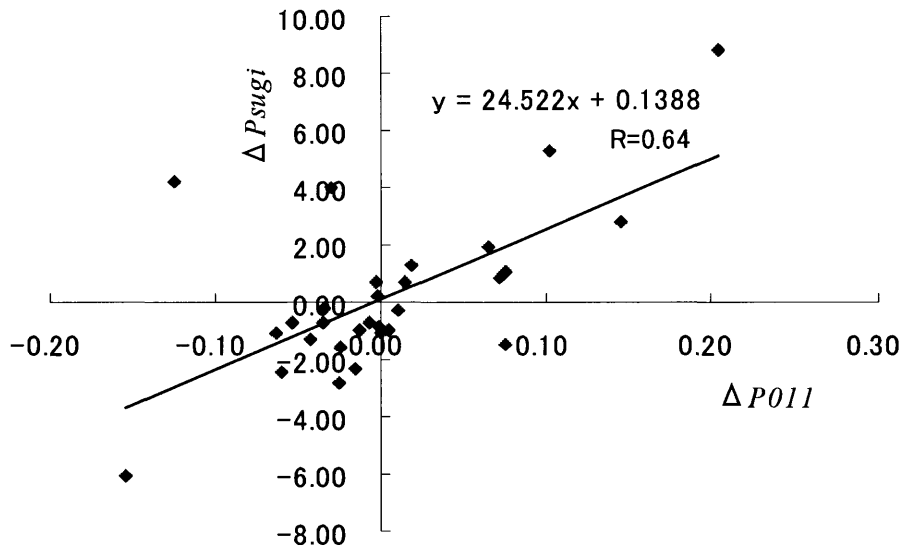


図 5-6.製材用素材価格指数  $P011$  とスギ中丸太価格  $Psugi$  の階差の関係

つぎに人工複層林の導入について、これは新たな森林・林業基本計画への対応を念頭に置いた改良である。複層林導入後の TSDM のアルゴリズムは以下のようになる。

まず林分移動に関して、初期条件には単層林と複層林の齢級配置を与える。以後、分期ごとに供給関数から計算される経済林率に応じて単層林内の経済林と非経済林の面積が決定する。さらに分期ごとに全森林面積に対する複層林面積の割合、すなわち複層林率を外生因子として与え、各分期間の複層林率の差に相当する面積を単層非経済林と複層林の間で移動させる。なお複層林の齢級配置は、上木と下木を分けて考え、上木の齢級=下木の齢級+10 と仮定する。以上の林分移動のアルゴリズムは、図 5-7 のように表される。

つぎに伐採に関して、単層林主伐は前節の通り経済林に対して減反率計算を行い、単層林間伐は、経済林面積に対する間伐対象林面積の割合を外生因子として与え、その対象林にやはり減反率計算を行う。単層林から複層林へ転換する際の伐採、すなわち複層伐は、転換対象となる単層非経済林の 10 齢級以上の森林に対して、外生因子である複層林上木間引き率に応じて行う。複層林下木は間伐のみ行うこととし、

複層林面積に対する下木間伐対象林面積の割合を外生因子として与え、その対象林に対して、単層林間伐と同一の減反率計算を行う。結局、単層林主間伐と複層林下木間伐は確率的に、複層伐は決定論的に行われることとなる。

以上のアルゴリズムを数式で表現したものを巻末の資料 1 に示す。

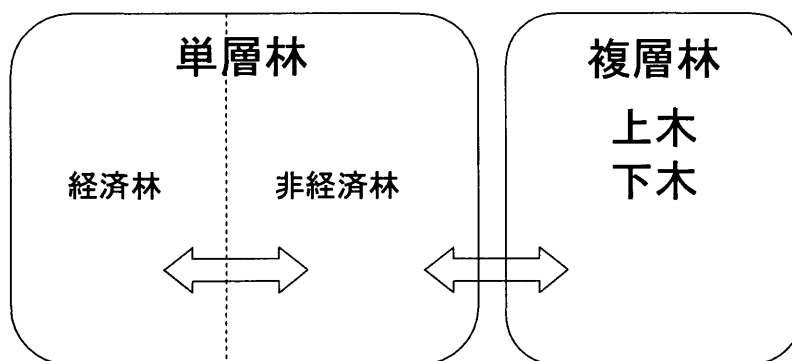


図 5-7.新たな TSDM における単層林と複層林の林分移動

### 5.3.国レベル収穫予測シミュレーション

本節では、新たに開発した TSDM による国レベル収穫予測シミュレーションを行う。シミュレーションでは、図 5-4 に示したような TSDM の外生因子について、将来的な推移を見通したシナリオを作成し、このシナリオに基づいてモデルランが行われる。本節では実践的な収穫予測を行うため「林産物需給の長期見通し」で実際に用いられたシナリオをベースとし、さらに新たに導入した、丸太価格減反率と複層林に関する外生因子を加える。「林産物需給の長期見通し」のシナリオにおける基本条件は、計画開始年度が 1998 年、計画期間が 4 分期（1 分期=5 年）、森林グループが民有林・国有林の 2 つというものである（森林基本計画研究会 1997）。ここで、前節の森林区分と、シナリオの森林グループが組み合わせられるので、シミュレーションにおいて人工林は、単複別かつ民国別に構成されることとなる。そして丸太価格減反率はその性質上、民有人工単層林のみに適用することとする。

ベースとなるシナリオには、すべての外生因子に関して過去の傾向を延長した「すう勢」シナリオ、外生因子を調整して国産材振興の効果をもたせた「政策」シナリ



オがあり，政策シナリオは外生因子の見通しに幅を持たせて「政策下位」と「政策上位」に分かれている（森林基本計画研究会 1997）。

### 5.3.1.丸太価格の変化に対する伐採性向の応答

まず，すう勢シナリオをベースに，丸太価格がさまざまに変動するシナリオを作成し，丸太価格の変化に対する民有人工単層林の伐採性向の応答を分析するためのシミュレーションを行う。丸太価格の変動は，図 5-2 の供給関数における実質素材生産費指数  $C$  の値を調整することにより再現できる。すなわち素材生産コストの上昇は経済林の減少につながるので素材供給量が減少し，マーケットメカニズムに基づく需給バランスの調整から素材価格が上昇する。その逆も同様である。こうして，丸太価格が今後 4 分期間，下落する場合，やや下落する場合，維持する場合，やや上昇する場合，上昇する場合の 5 通りのシナリオを作成する（表 5-2）。その他の外生因子はすう勢シナリオのままである。

表 5-2.丸太価格変化のシナリオの前提となる実質素材生産費指数  $C$  の推移

	下落	やや下落	維持	やや上昇	上昇
1	106	106	106	106	106
2	101	106	108	112	124
3	96	106	110	118	142
4	91	106	112	124	160

※指数は平成 2 年を 100 とする。

シミュレーションの結果，シナリオごとのスギ中丸太価格の推移は図 5-8 のようになった。そしてこれら価格に基づく民有人工単層林の伐採齢平均と分散の応答は図 5-9，図 5-10 の通りである。またこれらすべての推移をまとめたものが表 5-3 である。

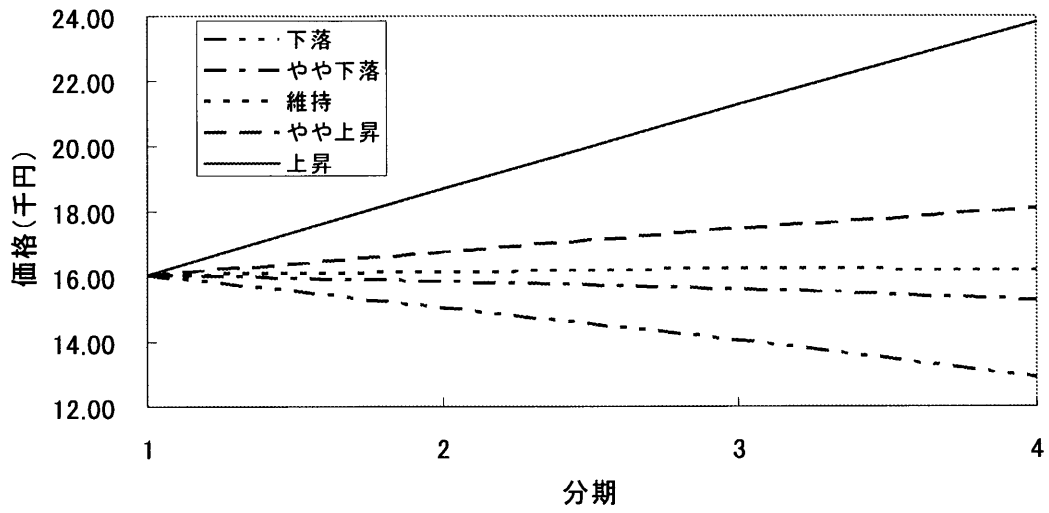


図 5-8.シナリオ別スギ中丸太価格の推移

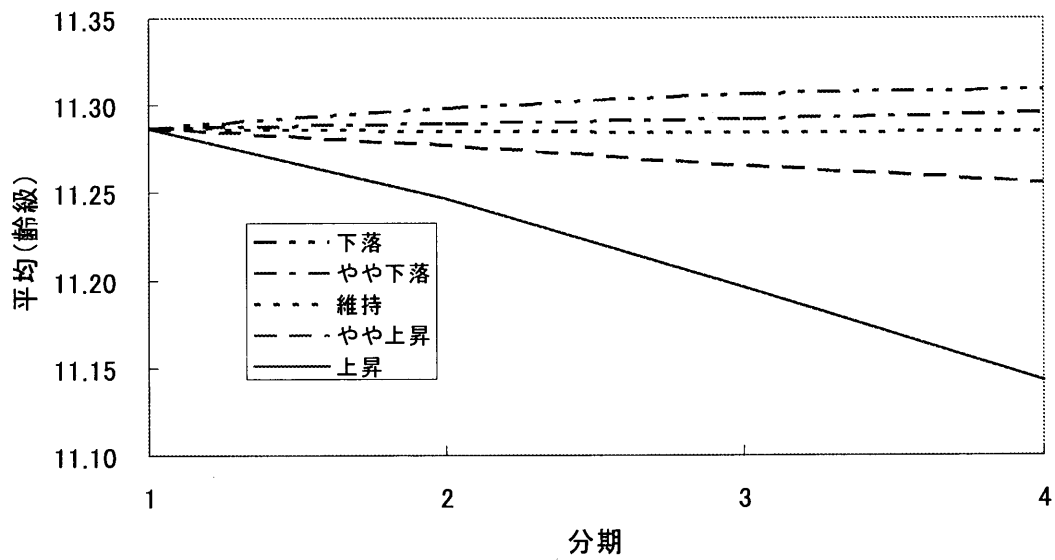


図 5-9. 価格に対する民有人工単層林の伐採齢平均の応答

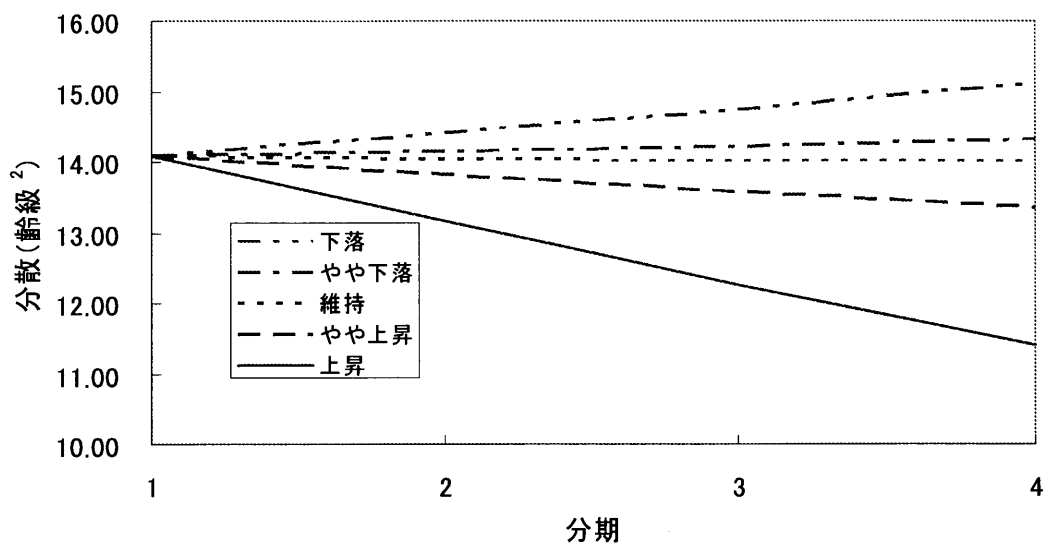


図 5-10.価格に対する民有人工単層林の伐採齢分散の応答

表 5-3.価格，民有人工単層林の伐採齢平均・分散の推移

	下落			やや下落			維持			やや上昇			上昇		
	価格	平均	分散	価格	平均	分散	価格	平均	分散	価格	平均	分散	価格	平均	分散
1	16.03	11.29	14.08	16.03	11.29	14.08	16.03	11.29	14.08	16.03	11.29	14.08	16.03	11.29	14.08
2	15.05	11.30	14.41	15.84	11.29	14.14	16.17	11.29	14.03	16.78	11.28	13.82	18.69	11.25	13.16
3	14.04	11.31	14.75	15.60	11.29	14.23	16.23	11.28	14.01	17.49	11.27	13.58	21.29	11.20	12.26
4	12.92	11.31	15.11	15.27	11.30	14.34	16.21	11.28	14.02	18.09	11.26	13.37	23.80	11.14	11.41

これらからわかるとおり，(4.9)において $\alpha < 1$ であることから，伐採齢の平均と分散は価格に反比例して変化した。また図 5-9 と図 5-10 を比べると，平均より分散の方が変化の絶対量が大きいがわかる。たとえば価格上昇のシナリオを例にとると，今後 4 分期で価格が約 16,000 円から 24,000 円に 8,000 円上昇する間に，伐採齢平均は 11.29 から 11.14 へ 0.15 齢級 (=0.75 年) 減少し，伐採齢分散は 14.08 から 11.41 へ 2.67 齢級<sup>2</sup>，標準偏差に直すと 1.63 齢級 (=8.17 年) 減少した。価格下落のシナリオでも正負を逆にした同様の傾向が認められた。これらのことから価格が上昇(下落)した場合の影響として，伐採齢はわずかに減少(増加)するのみで，むしろ伐

採の傾向が集約化（多様化）する傾向が強くなる。

### 5.3.2. 「林産物需給の長期見通し」に即した収穫予測シミュレーション

つぎに実践的収穫予測として「林産物需給の長期見通し」におけるすう勢，政策下位，政策上位の各シナリオに基づくシミュレーションを行う。各シナリオの前提となる外生因子の推移については巻末の資料2を参照されたい。結果から述べると，森林グループ全体の伐採性向，すなわち全国人工林の総伐採面積，総伐採材積等の推移は，いずれのシナリオにおいても，従来の TSDM を用いた「林産物需給の長期見通し」のそれらとほとんど変わりはない。これは新たな TSDM で供給サブモデルの構造が変わっても，需要サブモデルから算出される国産材素材需要量自体は変わらないためである。このように新たな TSDM は，従来のものと同様，木材需給量の実践的な予測に供しうるモデルである。

本節の目的は，我が国の木材供給量の推移を明らかにすることではなく，実践的な収穫予測における丸太価格減反率の効果を分析することである。そのため以下では，丸太価格減反率と関連する民有人工単層林の結果のみを示す。その他の結果の詳細については巻末の資料2を参照されたい。

シミュレーションの結果，シナリオごとのスギ中丸太価格の推移は図 5-11 のようになった。各シナリオとも第1分期～第4分期にかけて丸太価格は上昇傾向で，すう勢で 17,600 円から 19,600 円へ，政策下位で 17,700 円から 18,900 円へ，政策上位で 18,000 円から 20,300 円へ変化した。国産材振興を中庸に推し進める政策下位シナリオの方が，すう勢シナリオよりも価格水準が低くなったのは，中途半端な生産拡大が材の供給過剰を起こし，値崩れにつながったためと考えられる。政策上位では思い切った生産拡大により需要が押し上げられ価格水準も高くなる。なお予測では第1分期期首の 1998 年から第2分期期首の 2003 年にかけて価格が上昇しているが，この間，現実のスギ丸太価格は減少しており，これらシナリオによる4分期間の予測は必ずしも的中するものではない。

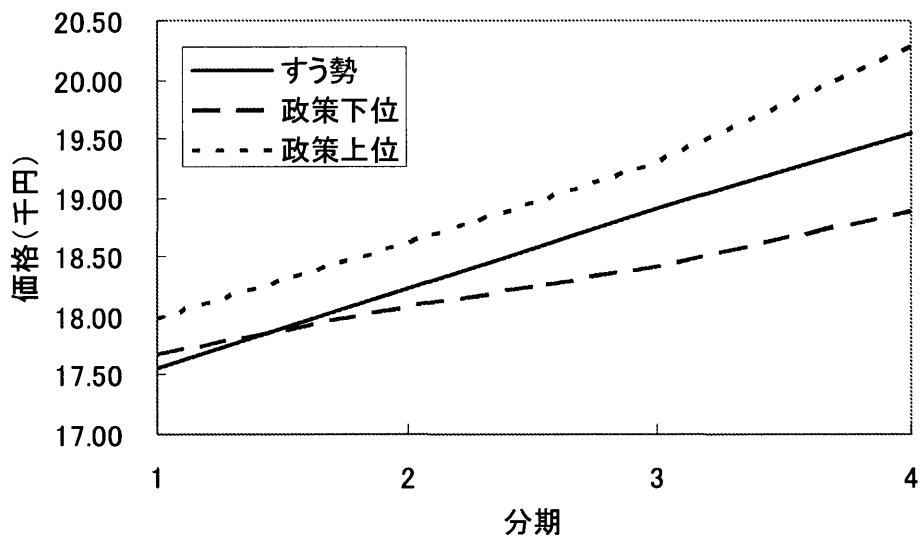


図 5-11.シナリオ別スギ中丸太価格の推移

そしてこれら価格に基づく民有人工単層林の伐採齢平均と分散の応答は、図 5-12 の通りである。

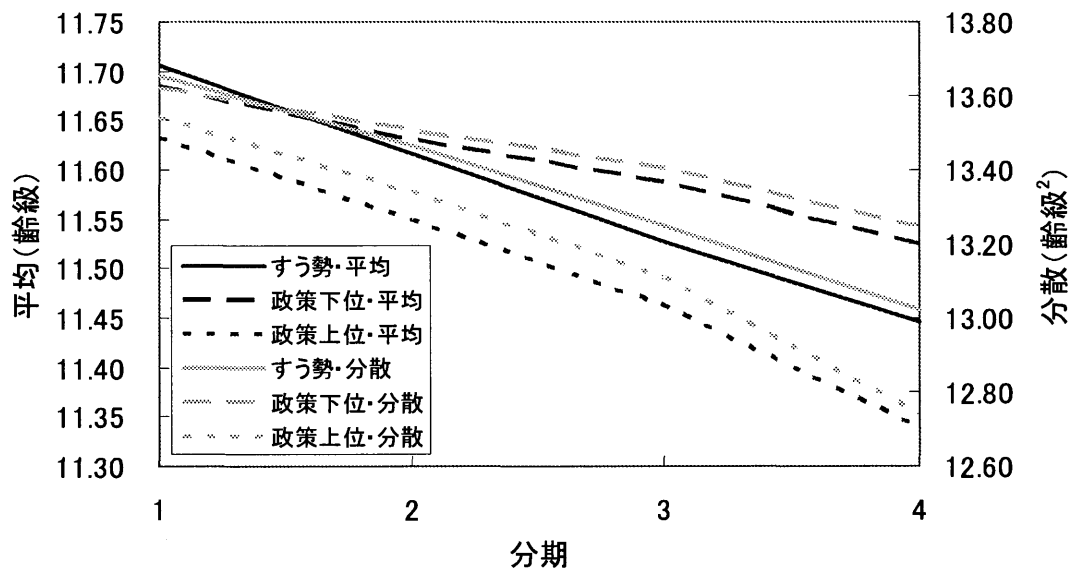


図 5-12. シナリオ別民有人工単層林の伐採齢平均・分散の応答

いずれのシナリオも価格が上昇傾向のため平均と分散は減少傾向となる。ただし、

図 5-11 程度の丸太価格の変化では、平均の減少はたかだか 0.30 齢級 (=1.50 年)、分散の減少はたかだか 0.80 齢級<sup>2</sup>、標準偏差に直すと 0.89 齢級 (=4.47 年) といずれも小さい。

さらに経済林率の推移は図 5-13 のようになる。

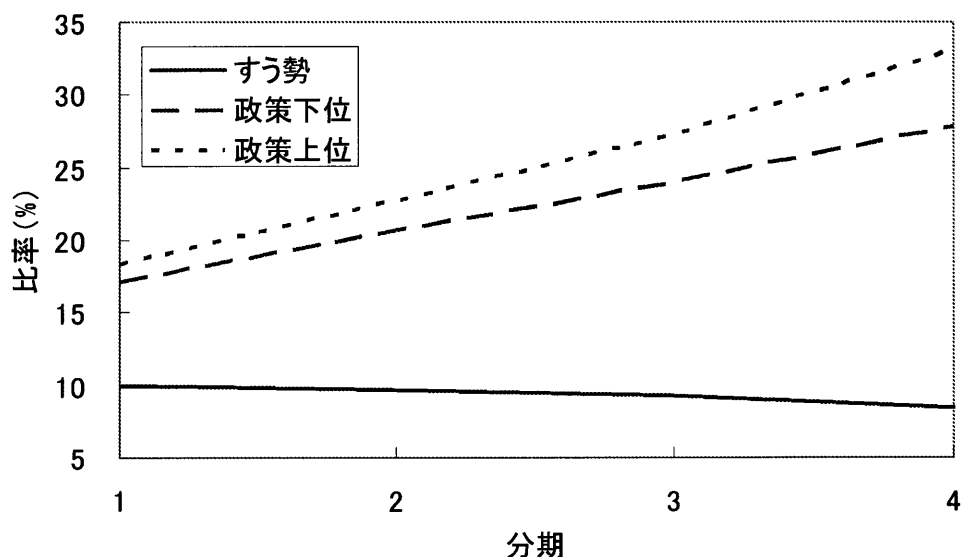


図 5-13. シナリオ別民有人工単層林の経済林率の推移

すう勢シナリオでは 10%程度のままほぼ変わらないが、政策下位シナリオでは 17% から 28%へ、政策上位シナリオでは 18%から 33%へとそれぞれ大きく上昇する。丸太価格の推移にはシナリオ間でさほど差がないにもかかわらず経済林率に大きな差が出るのは、供給関数の他の 2 つの説明変数である、林道開設延長と素材生産コストの見通しがシナリオごとに異なるためである。

これらのもとで伐採量は図 5-14 のようになる。すう勢シナリオでは 500 万 m<sup>3</sup>/年のままほぼ変わらないが、政策下位シナリオでは 890 万 m<sup>3</sup>/年から 2,230 万 m<sup>3</sup>/年へ、政策上位シナリオでは 970 万 m<sup>3</sup>/年から 2,870 万 m<sup>3</sup>/年へとそれぞれ大きく上昇する。これら傾向は図 5-13 の経済林率の傾向とほぼ一致する。結局、図 5-12 の伐採齢の平均・分散は変化量が小さい上にシナリオ間でもあまり差がないため、伐採量には

ほとんど影響を与えない。

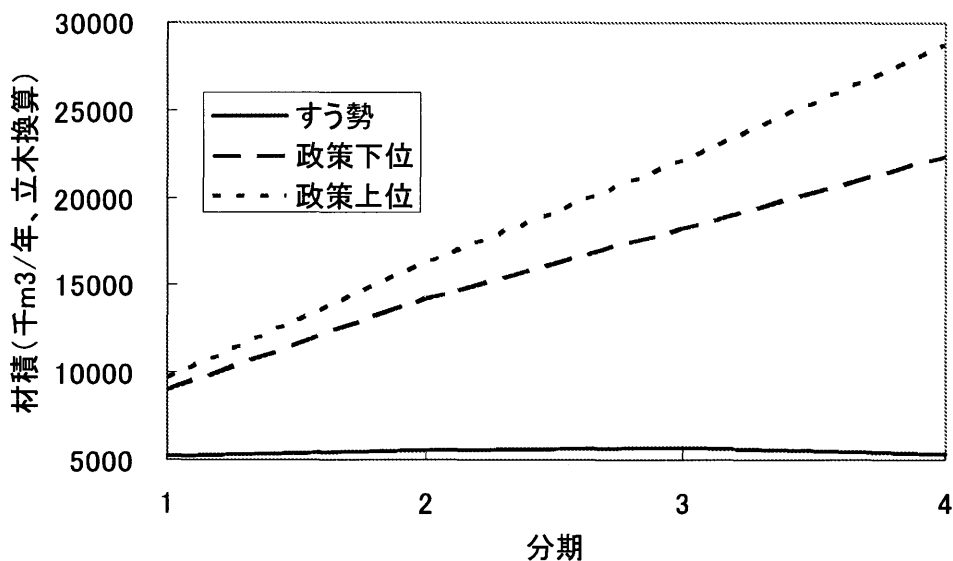


図 5-14. シナリオ別民有人工単層林の主間伐量の推移

### 5.3.3.シミュレーションのまとめと補足的考察

新たな TSDM において民有人工単層林の伐採アルゴリズムは図 5-15 のように模式化される。

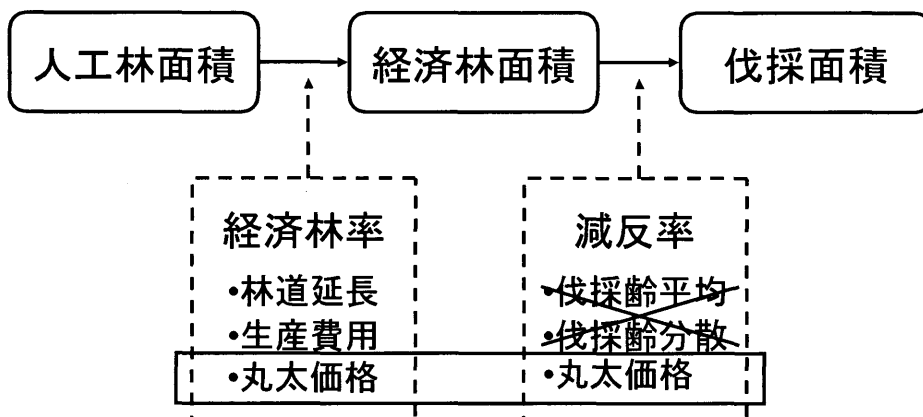


図 5-15. 丸太価格が伐採性向に与える影響

ここでは丸太価格は経済林率，減反率の両者を通じて伐採性向に影響を与えるが，5.3.2 節の結果より，伐採の量に影響を与えるのは主に経済林率を通じてであり，

5.3.1 節の結果より、伐採の質に影響を与えるのは減反率を通じてであるといえる。すなわち他の経済因子が一定であれば、丸太価格の上昇（下落）は経済林率の増加（減少）を通じて伐採量を増加（減少）させ、同時に減反率分布の変化を通じて、伐採齢の減少（増加）と伐採傾向の集約化（多様化）という形で伐採の質を変化させる。

5.3.2 節の結果より、広域での長期にわたる収穫予測では、丸太価格減反率が伐採性向に与える影響はごくわずかである。ここで再度、(4.6)もしくは(4.7)を見てみると、それらは丸太価格および閾値の2時期間の差分方程式であるが、 $i-1$ 期から $i$ 期にかけての時間間隔に特別な定義はない。本章では5年間隔で、4章では1年間隔でそれぞれ予測を行ったが、丸太価格に関する統計情報はより短い時間間隔で得られることから、たとえば1ヶ月間隔で予測を行うことも可能であろう。図5-16は新たなTSDMにおいて、需給均衡に至る過程での丸太価格の変動とそれに対する民有単層林の伐採齢平均・分散の応答を示したものである。この図では、グラフの横軸方向の時間間隔には明確な定義はないが、1回の変動の間幅を1ヶ月と見なすならば、この図はおよそ60ヶ月間の価格変動と伐採性向の応答を表したものとなる。丸太価格減反率は、このような細かい価格変動に対しても伐採性向をシミュレート可能であることから、短期～中期の緻密な森林管理計画にも対応しうる。こうした予測は従来の減反率では決してなしえなかったことであり、丸太価格減反率の実践的収穫予測における有効性を示すものである。



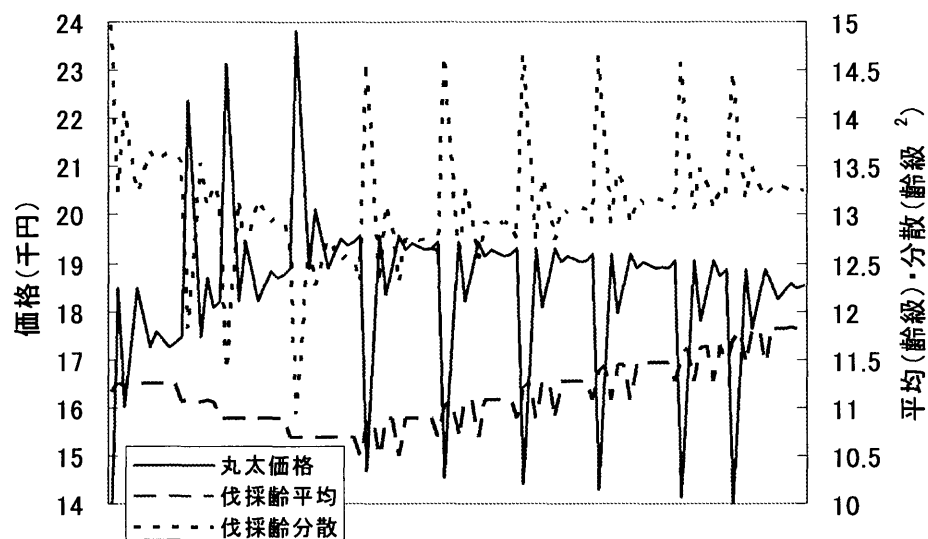


図 5-16. 丸太価格の短期変動に対する伐採齢平均・分散の応答

## 6. 結び

本論では、丸太価格に基づく拡張減反率を導き、広域の人工林において経済因子の変化に対応した実践的な収穫予測手法を確立した。

3 章では、拡張減反率のみたすべき前提条件を明らかにし、その条件に基づき拡張減反率を推定する方法、さらには収穫予測へ応用する方法を提案した。ここでは、拡張減反率の理論において判断基準関数が閾値に達する林齢が伐採齢平均を与えるという性質を挙げ、これが成り立つためには伐採齢平均に対し判断基準の閾値が数倍程度の大きさになるよう単位を調整する必要があることを示した。そしてこのことを踏まえて、観測された伐採性向や共変量をもとに拡張減反率を推定する一般的な手順を提案した。また共変量や判断基準関数の将来的な変動を予測することにより、拡張減反率を収穫予測へ応用可能であることを指摘した。

4 章では、応用事例として丸太価格に基づく拡張減反率モデルを構築した。ここではまず、全国民有人工林における伐採齢平均が全国スギ丸太価格と明確な負の相関を有することに着目し、拡張減反率の判断基準として丸太価格を利用することを考えた。そして判断基準関数として、丸太価格で森林の林齢に対する価値変化を表現した、丸太評価価格－林齢曲線なるものを提案し、それがシグモイド曲線となること、丸太価格に応じて変化することを示した。この曲線のパラメータは、過去 20 年間の、全国民有人工林の伐採齢平均・分散と全国スギ丸太価格を観測値として較正された。さらにこのような判断基準関数を考えた場合、その閾値は、全国森林経営者の平均予想価格にあたりと解釈できることから、閾値の将来的な変動を予測する際に、価格変動のランダム・ウォークモデルの概念を取り入れ、閾値の変動を丸太価格と伐採齢平均の関数として表現した。この閾値変動モデルと丸太評価価格－林齢曲線をあわせることにより、丸太価格の変動に基づき収穫予測が可能となる、丸太価格減反率モデルが完成した。この丸太価格減反率から予測される伐採齢平均・分散の変動は、丸太価格の変動に反比例する関係となり、過去 20 年間の観測値

と比較してみると 20 例中 13 例でこのような反比例関係が認められたことから、丸太価格減反率モデルは、価格と伐採齢の挙動に関する平均的な挙動を説明しうるモデルと認められた。最後に過去 20 年間の丸太価格から再現した丸太価格減反率の寿命分布と伐採率と、過去 20 年間の伐採齢平均・分散から再現した従来型減反率のそれらを比較したところ、両者はよく一致した。

5 章では、丸太価格減反率の理論を応用したシミュレーションモデルを開発し、従来の減反率予測モデルと比して、より緻密な収穫予測が可能となった。ここではまず、全国レベルの収穫予測モデルとして既の実績を上げている「木材需給均衡モデル」をベースとして、その中の民有人工林に対して 4 章の理論を適用するなどの改良を行った。そしてこのモデルを用いていくつかのシミュレーションを行い、丸太価格が現実の伐採性向に及ぼす影響を考察した。その結果、価格が上昇（下落）した場合の影響として、伐採齢はわずかに減少（増加）するのみで、むしろ伐採の傾向が集約化（多様化）する傾向が強くなることが予見された。また、丸太価格は経済林率、減反率の両者を通じて伐採性向に影響を与えるが、主として伐採の量に影響を与えるのは前者を通じてであり、伐採の質に影響を与えるのは後者を通じてであることが示唆された。さらに丸太価格減反率は、長期的収穫予測よりも短期的収穫予測においてその価値を発揮することを取り上げた。

以上が本論の成果であるが、それら成果が最も凝縮されたものは、(4.7)式として挙げた、平均予想価格の推移モデル

$$\Delta k_i = \alpha f(v_{i-1}) \Delta P_i$$

に他ならない。本論では、この式のパラメータ  $\alpha$  に 0.828 なる定数を与えたが、この  $\alpha$  の値次第で価格変化に対する減反率の応答パターンが決定することから、 $\alpha$  が時間とともに変化する、より柔軟なモデルを構築することも考えられる。たとえば  $\alpha$  の過去 20 年間の観測値の平均 0.828、標準偏差 0.376 に従う正規乱数を発生させて  $\alpha$  に与える、もしくは  $\alpha$  の時系列変化を近似した決定論的な関数を求め  $\alpha(t)$  として与え

る，などである．このような課題が解決されてこそ，本論の手法は真に実践的な収穫予測に供しうるものとなる．

## 謝辞

本論を作成するにあたり，東京大学の箕輪光博教授，白石則彦助教授，露木聡助教授にはゼミを通じて懇意なご指導をしていただいた。さらに東京大学の永田信教授には本論の審査を通じて貴重な校閲を賜った。早稲田大学の天野正博教授には「木材需給モデル」を使用することを快諾していただき，さらには本論のきっかけとなる丸太価格に応じた減反率の発想をご教授していただいた。東北大学の吉本敦助教授には投稿論文の審査や FORMATH 研究会での活動，さらには本論の校閲を通じて懇意なご指導をしていただいた。

以上の方々に，ここに記して厚く御礼を申し上げます。

## 引用文献

- Alston RM, Iverson DC (1987) The road from Timber RAM to FORPLAN: how far have we traveled? *J For* 85: 43-49
- 天野正博 (1983) 国有林野事業特別会計技術開発試験成績報告書. 林業試験場, つくば
- 天野正博, 野田巖 (1984) 民有林における木材供給予測 (II) . *日林論* 95: 121-122
- Blandon P (1985) Forest economics and the Gentan probability distribution. *J Jpn For Soc* 67: 478-485
- Blandon P (1991) Gentan probability and censored sample theory (I). *J Jpn For Soc* 73: 187-196
- Blandon P (1993) Unmanaged forests and forecasting using the Gentan probability distribution. *J Jpn For Soc* 75: 484-492
- Blandon P (1994) Movements in the parameters of the Gentan probability distribution. *J Jpn For Soc* 76: 1-9
- Brodie JD, Adams DM, Kao C (1978) Analysis of economic impacts on thinning and rotation of Douglas-fir, using dynamic programming. *For Sci* 24: 513-522
- Buongiorno J, Gilless JK (1997) Forest management and economics -a primer in quantitative methods. 日本林業調査会, 東京
- 藤掛一郎 (2003) 森林資源構成表を用いた減反率の推定. *統計数理* 51(1): 95-110
- 伏見康治 (1941) 確率論及統計論. 河出書房, 東京
- 広嶋卓也 (1999) 線形計画法による持続可能な森林経営の目標設定—モントリオール・プロセスの基準・指標を事例として—. *日林誌* 81: 245-249
- 広嶋卓也 (2001) 2001 年の森を探る—いろいろな働き—シンポジウム討論. *森林科学* 33: 78-80
- 広嶋卓也 (2003a) 木材需給均衡モデルへの拡張減反率の適用方法. In: 広嶋卓也,

- 箕輪光博(eds) 森林資源管理と数理モデル－FORMATH TOKYO 2002-. 森林計画学会出版局, 東京, pp 145-158
- 広嶋卓也 (2003b) 丸太価格に基づく減反率の推定. 統計数理 51(1): 111-120
- 井上由扶 (1974) 森林経理学. 地球社, 東京
- 石橋聡 (1999) 北方系針広混交林における択伐施業計画－林分タイプごとの伐採予定量の決定と施業方法－. 森林計画誌 32: 7-19
- 石橋整司 (1989a) 天然林の成長予測 (I) シミュレーションモデルの作成. 日林誌 71: 309-316
- 石橋整司 (1989b) 天然林の成長予測 (II) シミュレーションモデルによる長期予測. 日林誌 71: 356-362
- 石橋整司 (1990) シミュレーションモデルに基づく天然林の林分構造の胴体に関する研究. 東大演報 82: 11-101
- Johnson KN (1986) FORPLAN Version 1: an overview. Land Manage. Plan Syst Sect, USDA For Serv, Fort Collins, CO
- Johnson KN, Jones DB (1979) A user's guide to MUSYC. Land Manage. Plan Syst Sect, USDA For Serv, Fort Collins, CO
- Johnson KN, Stuart TW, Crim SA (1986) FORPLAN Version 2-an overview. Land Manage Plan Syst Sect, USDA For Serv, Fort Collins, CO
- 菊沢喜八郎 (2002) 日本に林業が必要か 生態学の視点から. 林業経済研究 48-1: 3-6
- 牧本直樹 (2001) 待ち行列アルゴリズム－行列解析アプローチ-. 朝倉書店, 東京
- Martin GL, Ek AR (1981) A dynamic programming analysis of silvicultural alternatives for red pine plantations in Wisconsin. Can J For Res 11: 370-379
- 箕輪光博 (1976a) 減反率法から推定される伐採面積の分散について. 日林誌 58: 183-187

- 箕輪光博 (1976b) 地域の層化と減反率法. 日林誌 58: 266-270
- 箕輪光博, 白石則彦 (1982) 収穫表調製法に関する研究 (I) -ワイブルパラメータの逐次決定法-. 日林論 93: 125-128
- 箕輪光博, 山本博一 (1976) 林齢空間論と林齢ベクトルの分散. 日林誌 58: 413-415
- 森戸晋, 久保幹雄 (1998) 数理計画とシミュレーション. オペレーションズ・リサーチ 43-2: 81-87
- 南雲秀次郎 (1972) 択伐林の施業モデル. 日林論 83: 83-86
- 南雲秀次郎 (1987) 国有林経営の変遷 - 森林施業を中心として -. 林業経済 460: 9-15
- 南雲秀次郎, 岡和夫 (2002) 森林経理学. 森林計画学会出版局, 東京
- 南雲秀次郎, 箕輪光博 (1967) 線形計画法による収穫規整の分析. 東大演報 63: 235-265
- 中西一順 (2002) みんなで森林の多様な機能を理解しよう. 山林 1423: 13-21
- Navon DI (1971) Timber RAM...a long-range planning method for commercial timber lands under multiple-use management. PSW-70. USDA For Serv, PSW For & Range Exp Stn, Berkley, CA
- 日本オペレーションズ・リサーチ学会 (2000) OR用語辞典. 日科技連, 東京
- 野田巖 (1995) 民有林の地域森林計画における収穫予測に関する研究. 九州大学博士論文, 福岡
- 野田巖, 天野正博 (1983) 民有林における木材供給予測 (I) . 日林論 94: 113-116
- 野上啓一郎 (1991) 林業経営計画とファジイ目標計画法. 日林誌 73: 34-39
- 農林水産省統計情報部 (2003) H13 木材受給報告書. 農林統計協会, 東京
- 佐野真, 猪瀬光雄, 石橋聡 (1992) 単木ごとの時系列データがない場合の直径遷移行列の推定. 日林論 103: 125-126
- 佐野真, 坂本知己 (1998) 多様な土地管理視点を考慮した流域管理計画策定の試み.



- 日林誌 80: 120-128
- 森林科学編集委員会 (2002) 森林の多面的機能の評価に関する学術会議答申. 森林科学 34: 62-76
- 森林計画研究会 (1987) 新たな森林・林業の長期ビジョン. 地球社, 東京
- 森林基本計画研究会 (1997) 21世紀を展望した森林・林業の長期ビジョンー持続可能な森林経営の推進ー. 地球社, 東京
- 鈴木太七 (1959) 遷移確率行列による収穫予定. 日林関東支研発表集: 36-38
- 鈴木太七 (1961) 木材の生産予測について. 科学技術庁資源局, 東京
- 鈴木太七 (1963) 木材生産予測方法論 (理論編). 科学技術庁資源局, 東京
- 鈴木太七 (1972) 林業における確率過程論の応用 (I). 日林誌 54: 234-243
- 鈴木太七 (1973) 林業における確率過程論の応用 (II). 日林誌 55: 234-237
- 鈴木太七 (1979) 森林経理学. 朝倉書店, 東京
- 鈴木太七 (2002) 減反率の推定について. In: 吉本敦, 松村直人, 近藤洋史(eds) 森林資源管理と数理モデルー21世紀ニューミレニアムに向けてー. 森林計画学会出版局, 東京, pp 1-28
- 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. 日林論 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. 日林中部支論 28: 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
- 田中和博 (1996) 森林計画学入門. 森林計画学会出版局, 東京
- 竹内公男, 箕輪光博 (1973) 純出生過程としての直径分布の考察. 日林論 84: 73-74
- 龍原哲 (1995) 人工複層林の成長に関する理論的研究. 東大演報 94: 49-113
- 東京大学教養学部統計学教室 (1992) 自然科学の統計学. 東京大学出版会, 東京
- 梅村武夫 (1979) 景気変動に対する減反率の調整. 林業統計研究会誌 4: 29-30

- 山本博一 (1990) 択伐林施業計画のシステム化に関する研究. 東大演報 83: 31-142
- 吉田孝久, 加原漠 (1968) 直径遷移確率による天然林の成長予測. 日林北支論 17: 46-49
- Yoshimoto A (1996a) A new stochastic model for harvesting behavior with application to nonstationary forest growth and supply. Can J For Res 26: 1967-1972
- Yoshimoto A (1996b) Economic analysis of harvesting behavior using the modified Gentan probability theory. J For Res 1(2): 67-72
- Yoshimoto A (2001a) Gentan probability analysis with a state-dependent discrete forest growing model. J For Res 6(2): 101-110
- Yoshimoto A (2001b) Application of the Logistic, Gompertz, and Richards growth functions to Gentan probability analysis. J For Res 6(4): 265-272
- 吉本敦 (2002) 不確実環境下の森林資源管理に対する最適確率制御モデル. In: 吉本敦, 松村直人, 近藤洋史(eds) 森林資源管理と数理モデル—21世紀ニューミレニアムに向けて—. 森林計画学会出版局, 東京, pp 89-110
- 吉本敦 (2003a) MSPATHアルゴリズムを用いた動的計画法による林分経営最適化モデル. 統計数理 51(1): 73-94
- 吉本敦 (2003b) 不確実性下における人工林施業の経済分析: ソフトゾーニング. 統計数理 51(1): 121-133

## 資料 1：新たな木材需給均衡モデルのアルゴリズム

### 森林面積

$i = 1$

経済林

$$AC_{1,j} = \text{grate}_1(\text{ini}A_j + \text{ini}AM_j)$$

複層林下木

$$AM_{1,j} = \text{ini}AM_j$$

複層林上木

$$\begin{aligned} AMU_{1,j} &= 0 \quad j \leq 10 \\ &= AM_{1,j-10} \quad 11 \leq j \leq 29 \\ &= \sum_{j=20}^{30} AM_{1,j} \quad j = 30 \end{aligned}$$

非経済林

$$AZ_{1,j} = \text{ini}A_j - \text{grate}_1(\text{ini}A_j + \text{ini}AM_j)$$

$i \geq 2$  経済林率変更前

経済林

$$\begin{aligned} \text{pre}AC_{i,1} &= \sum XC_{i-1,j} \quad j = 1 \\ &= AC_{i-1,j-1} - XC_{i-1,j-1} \quad 2 \leq j \leq 29 \\ &= AC_{i-1,30} + AC_{i-1,29} - (X_{i-1,30} + X_{i-1,29}) \quad j = 30 \end{aligned}$$

複層林下木

$$\begin{aligned} AM_{i,1} &= (\text{mrate}_i - \text{mrate}_{i-1})A \quad j = 1 \\ &= AM_{i-1,j-1} \quad 2 \leq j \leq 29 \\ &= AM_{i-1,30} + AM_{i-1,29} \quad j = 30 \end{aligned}$$

複層林上木

$$\begin{aligned} AMU_{i,j} &= 0 \quad j \leq 10 \\ &= (\text{mrate}_i - \text{mrate}_{i-1})A \frac{AZ_{i-1,10}}{\sum_{j=10}^{30} AZ_{i-1,j}} \quad j = 11 \\ &= AMU_{i-1,j-1} + (\text{mrate}_i - \text{mrate}_{i-1})A \frac{AZ_{i-1,j-1}}{\sum_{j=10}^{30} AZ_{i-1,j}} \quad 12 \leq j \leq 29 \\ &= AMU_{i-1,30} + AMU_{i-1,29} + (\text{mrate}_i - \text{mrate}_{i-1}) \frac{A}{\sum_{j=10}^{30} AZ_{i-1,j}} (AZ_{i-1,30} + AZ_{i-1,29}) \quad j = 30 \end{aligned}$$

非経済林

$$\begin{aligned} \text{pre}AZ_{i,1} &= 0 \quad j = 1 \\ &= AZ_{i-1,j-1} \quad 2 \leq j \leq 10 \\ &= AZ_{i-1,j-1} - (\text{mrate}_i - \text{mrate}_{i-1})A \frac{AZ_{i-1,j-1}}{\sum_{j=10}^{30} AZ_{i-1,j}} \quad 11 \leq j \leq 29 \\ &= AZ_{i-1,30} + AZ_{i-1,29} - (\text{mrate}_i - \text{mrate}_{i-1}) \frac{A}{\sum_{j=10}^{30} AZ_{i-1,j}} (AZ_{i-1,30} + AZ_{i-1,29}) \quad j = 30 \end{aligned}$$

$i \geq 2$  經濟林率變更後

$$grate_i - grate_{i-1} \geq 0$$

$$j \leq 9$$

$$AC_{i,j} = preAC_{i,j}$$

$$AZ_{i,j} = preAZ_{i,j}$$

$$j \geq 10$$

$$AC_{i,j} = preAC_{i,j} + (grate_i - grate_{i-1})A \frac{preAZ_{i,j}}{\sum_{j=10}^{30} preAZ_{i,j}}$$

$$AZ_{i,j} = preAZ_{i,j} - (grate_i - grate_{i-1})A \frac{preAZ_{i,j}}{\sum_{j=10}^{30} preAZ_{i,j}}$$

$$grate_i - grate_{i-1} < 0$$

$$AC_{i,j} = preAC_{i,j} - |grate_i - grate_{i-1}|A \frac{preAC_{i,j}}{\sum_{j=10}^{30} preAC_{i,j}}$$

$$AZ_{i,j} = preAZ_{i,j} + |grate_i - grate_{i-1}|A \frac{preAC_{i,j}}{\sum_{j=10}^{30} preAC_{i,j}}$$

伐採面積

$$XC_{i,j} = c_{i,j}AC_{i,j}$$

$$XT_{i,j} = ct_{i,j}xtrate_i AC_{i,j}$$

$$XM_{i,j} = ct_{i,j}xmrate_i AM_{i,j}$$

$$XMU_{i,j} = 0 \quad (j \leq 9)$$

$$= (mrate_{i+1} - mrate_i)A \frac{AZ_{i,j}}{\sum_{j=10}^{30} AZ_{i,j}} \quad (j \geq 10)$$

伐採材積

$$VC_{i,j} = vc_j XC_{i,j}$$

$$VT_{i,j} = vtrate_i vt_j XT_{i,j}$$

$$VM_{i,j} = vtrate_i vt_j XM_{i,j}$$

$$VMU_{i,j} = vmurate_j vc_j XMU_{i,j}$$

森林蓄積

$$GC_{i,j} = vc_j AC_{i,j}$$

$$GZ_{i,j} = vc_j AZ_{i,j}$$

$$GM_{i,j} = vm_j AM_{i,j}$$

$$GMU_{i,j} = (1 - vmurate_j)vc_j AMU_{i,j}$$

## 変数一覧

$AC_{i,j}$ : 単層経済林面積、 $AM_{i,j}$ : 複層林下木面積、 $AMU_{i,j}$ : 複層林上木面積、  
 $AZ_{i,j}$ : 単層非経済林面積、  
 $iniA_j$ : 単層林初期面積、 $iniAM_j$ : 複層林初期面積、 $A$ : 全森林面積、  
 $preAC_{i,j}$ : 単層経済林面積（経済林率変更前）、  
 $preAZ_{i,j}$ : 単層非経済林面積（経済林率変更前）、  
 $XC_{i,j}$ : 単層林主伐面積、 $XT_{i,j}$ : 単層林間伐面積、  
 $XM_{i,j}$ : 複層林下木伐採面積、 $XMU_{i,j}$ : 複層林上木伐採面積、  
 $VC_{i,j}$ : 単層林主伐材積、 $VT_{i,j}$ : 単層林間伐材積、  
 $VM_{i,j}$ : 複層林下木伐採材積、 $VMU_{i,j}$ : 複層林上木伐採材積、  
 $GC_{i,j}$ : 単層経済林蓄積、 $GZ_{i,j}$ : 単層非経済林蓄積、  
 $GM_{i,j}$ : 複層林下木蓄積、 $GMU_{i,j}$ : 複層林上木蓄積、  
 $grate_i$ : 単層経済林率、 $mrate_i$ : 複層林率、  
 $c_{i,j}$ : 単層林主伐伐採率、 $ct_{i,j}$ : 間伐伐採率（単層林・複層林共通）、  
 $xtrate_i$ : (経済林面積に対する) 間伐対象面積率、  
 $xmrate_i$ : 複層林下木伐採対象面積率、  
 $vc_j$ : 主林木材積、 $vt_j$ : 副林木材積、 $vm_j$ : 複層林下木材積、  
 $vtrate_i$ : 間伐材搬出率、 $vmurate$ : 複層林上木間引き率

※変数の添え字の  $i$  は  $i$  分期、 $j$  は  $j$  齢級を表す

資料 2：新たな木材需給均衡モデルによる「重要な林産物の需要および供給に関する長期の見通し」に即したシミュレーションの詳細

供給サブモデルの外生因子

主伐伐採齢

国有林

分期	すう勢		政策下位		政策上位	
	平均	分散	平均	分散	平均	分散
1	12.62	7.18	12.62	7.18	12.62	7.18
2	12.87	8.1	12.87	8.1	12.87	8.1
3	13.12	9.02	13.12	9.02	13.12	9.02
4	13.37	9.94	13.37	9.94	13.37	9.94

間伐伐採齢

民有林

分期	すう勢		政策下位		政策上位	
	平均	分散	平均	分散	平均	分散
1	5.7	7.35	5.95	8.27	5.95	8.27
2	5.7	7.35	6.2	9.19	6.2	9.19
3	5.7	7.35	6.45	10.11	6.45	10.11
4	5.7	7.35	6.7	11.03	6.7	11.03

国有林

7.5	7.06	7.75	7.98	7.75	7.98
7.5	7.06	8	8.9	8	8.9
7.5	7.06	8.25	9.82	8.25	9.82
7.5	7.06	8.5	10.74	8.5	10.74

間伐対象面積比率: *xtrate*

民有林

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	1.5	1.5	1.5
2	1.5	1.5	1.5
3	1.5	1.5	1.5
4	1.5	1.5	1.5

国有林

1.5	1.5	1.5
1.5	1.5	1.5
1.5	1.5	1.5
1.5	1.5	1.5

供給サブモデルの外生因子つづき

間伐材搬出率: *vtrate*

民有林

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.49	0.55	0.55
2	0.49	0.6	0.6
3	0.49	0.65	0.65
4	0.49	0.7	0.7

国有林

1	1	1
1	1	1
1	1	1
1	1	1

複層林率: *mrate*

民有林

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.02	0.02	0.02
2	0.05	0.05	0.05
3	0.08	0.08	0.08
4	0.11	0.11	0.11

国有林

0.01	0.01	0.01
0.05	0.05	0.05
0.08	0.08	0.08
0.11	0.11	0.11

複層林下木伐採対象面積率: *xmrate*

民有林

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.8	0.8	0.8
2	0.8	0.8	0.8
3	0.8	0.8	0.8
4	0.8	0.8	0.8

国有林

0.8	0.8	0.8
0.8	0.8	0.8
0.8	0.8	0.8
0.8	0.8	0.8

複層林上木間引き率: *vmurate*

民有林

すう勢	政策下位	政策上位
0.5	0.5	0.5

国有林

0.5	0.5	0.5
-----	-----	-----

複層林下木間引き率: *vmrate*

民有林

すう勢	政策下位	政策上位
0.2	0.2	0.2

国有林

0.2	0.2	0.2
-----	-----	-----

供給サブモデルの外生因子つづき

スギ中丸太価格初期値(千円):  $Psugi_0$

すう勢 政策下位 政策上位  
21.7 21.7 21.7

国産材製材用素材実質卸売価格指数初期値:  $P011_0$

すう勢 政策下位 政策上位  
0.937 0.937 0.937

民有人工単層林伐採齢平均初期値:  $\nu_0$

すう勢 政策下位 政策上位  
10.81 10.81 10.81

民有人工単層林平均予想丸太価格初期値(千円):  $k_0$

すう勢 政策下位 政策上位  
16.7 16.7 16.7

林道開設延長(千km):  $Tp, Tn$

民有林

分期 すう勢 政策下位 政策上位  
1 86.1 93.6 93.6  
2 93.6 108.6 108.6  
3 101.1 123.6 123.6  
4 108.6 138.6 138.6

国有林

44.9 47.4 47.4  
47.4 52.4 52.4  
49.9 57.4 57.4  
52.4 62.4 62.4

造材歩留まり

分期 すう勢 政策下位 政策上位  
1 0.82 0.82 0.82  
2 0.82 0.82 0.82  
3 0.82 0.82 0.82  
4 0.82 0.82 0.82

製材用材人工林材比率

分期 すう勢 政策下位 政策上位  
1 0.9 0.85 0.85  
2 0.9 0.8 0.8  
3 0.9 0.75 0.75  
4 0.9 0.7 0.7

実質素材生産費指数:  $C$

民有林

分期 すう勢 政策下位 政策上位  
1 114.5 105.8 105.8  
2 120.4 105.8 105.8  
3 126.5 105.8 105.8  
4 133 105.8 105.8

国有林

114.5 105.8 105.8  
120.4 105.8 105.8  
126.5 105.8 105.8  
133 105.8 105.8

天然林製材用素材量(千 $m^3$ /yr)

分期 すう勢 政策下位 政策上位  
1 2470 2470 2470  
2 1710 1710 1710  
3 1180 1180 1180  
4 800 800 800



供給サブモデルの外生因子つづき

収穫表 (m <sup>3</sup> /ha)							齢級配置初期値 (ha)						
齢級	民有林			国有林			齢級	民有林		国有林			
	主林木	副林木	下木	主林木	副林木	下木		単層林	複層林	単層林	複層林		
1	0	0	0.0	0	0	0.0	1	140431	14100	20333	3498		
2	26.1	0.4	13.0	11.1	0	5.5	2	220352	17032	47430	4909		
3	64.9	5.6	35.0	31.2	2.4	16.8	3	336592	13288	118994	2377		
4	103.5	14.5	57.0	57.9	5.1	31.9	4	535465	17361	215306	764		
5	145.7	21.3	80.0	88	8.3	48.3	5	718651	15696	255247	828		
6	187.6	24.4	102.0	117.2	12.3	63.7	6	1044488	16044	373182	2637		
7	225.8	24.7	121.0	146.1	13.9	78.3	7	1240063	19467	413865	2792		
8	260.4	24.1	140.0	173.8	14.7	93.4	8	1273655	21743	369135	2457		
9	293.6	23.4	167.0	198.1	13.4	112.7	9	928711	19750	271659	1430		
10	321.9	21.6	192.0	217.3	12.2	129.6	10	472729	9560	110556	683		
11	342.7	19.8	218.0	234.5	11	149.2	11	204510	3746	16295	434		
12	359.7	17.8	227.0	250.9	9.1	158.3	12	161460	3079	26693	1056		
13	373.7	16.3	233.0	267.4	6.1	166.7	13	122511	2285	27883	1269		
14	386.9	14.9	237.0	282.3	3.7	172.9	14	95339	1919	26845	877		
15	399.7	13.1	240.0	294.8	2.7	177.0	15	80426	1677	17601	1178		
16	410.9	11.6	243.0	305.3	2.2	180.5	16	56906	1416	8652	742		
17	420.6	10.4	246.0	314.1	1.9	183.7	17	50149	1297	7868	874		
18	429.2	9.3	250.0	321.8	1.7	187.4	18	28698	700	7079	607		
19	436.7	8.3	253.0	328.4	1.6	190.3	19	14499	200	8292	539		
20	443.1	7.4	255.0	334.1	1.4	192.3	20	7249	100	5506	472		
21	448.5	6.5	258.0	338.8	1.2	194.9	21	2940	0	4719	405		
22	452.7	5.8	260.0	342.4	1.1	196.7	22	1000	0	3933	337		
23	455.9	5.1	263.0	345	1	199.0	23	470	0	3146	270		
24	457.9	4.6	265.0	346.6	0.9	200.6	24	0	0	2380	202		
25	459.5	4	268.0	347.7	0.8	202.8	25	0	0	1573	135		
26	460.8	3.7	270.0	348.8	0.7	204.4	26	0	0	787	87		
27	462.1	3.4	273.0	349.9	0.6	206.7	27	0	0	0	0		
28	463.5	3	275.0	350.9	0.6	208.2	28	0	0	0	0		
29	464.8	2.7	278.0	352	0.5	210.5	29	0	0	0	0		
30	466	2.5	280.0	353	0.5	212.1	30	0	0	0	0		

需要サブモデルの外生因子

住宅着工床面積:  $A$  (百万 $m^2$ )

分期 すう勢 政策下位 政策上位

1	140	140	140
2	142	142	142
3	145	145	145
4	145	145	145

新設住宅着工床面積木造率:  $R$  (%)

分期 すう勢 政策下位 政策上位

1	51.2	54.1	54.1
2	46.3	54.1	54.1
3	46.3	54.1	54.1
4	46.3	54.1	54.1

非木質系構造用代替材実質卸売物価指数:  $XP101$

分期 すう勢 政策下位 政策上位

1	103.5	103.5	107.7
2	108.8	108.8	118.9
3	114.4	114.4	131.3
4	120.2	120.2	145

非木質系製材品代替材実質卸売物価指数:  $XP102$

分期 すう勢 政策下位 政策上位

1	107.9	107.9	107.9
2	113.4	113.4	113.4
3	119.2	119.2	119.2
4	125.3	125.3	125.3

非木質系合板代替材実質卸売物価指数:  $XP200$

分期 すう勢 政策下位 政策上位

1	77.1	77.1	87.1
2	66.2	66.2	87.1
3	56.9	56.9	87.1
4	48.8	48.8	87.1

ダミー:  $Z$

分期 すう勢 政策下位 政策上位

1	1	1	1
2	1	1	1
3	1	1	1
4	1	1	1

需要サブモデルの外生因子つづき

外材製材用素材実質卸売物価指数: P012

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	149.4	149.4	149.4
2	181.8	181.8	181.8
3	221.1	221.1	221.1
4	269	269	269

輸入合板用素材実質卸売物価指数: P022

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	148.3	148.3	148.3
2	172	172	172
3	199.4	199.4	199.4
4	231.1	231.1	231.1

製造業実質賃金指数: XP001

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	129.1	129.1	129.1
2	137.1	137.1	137.1
3	151.3	151.3	151.3
4	167.1	167.1	167.1

燃料・動力実質卸売物価指数: XP002

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	94.7	94.7	94.7
2	94.7	94.7	94.7
3	94.7	94.7	94.7
4	94.7	94.7	94.7

国産材主体製材工場出力数 (千kw) : XC101

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	634	654	654
2	634	674	674
3	634	694	694
4	634	714	714

外材主体製材工場出力数 (千kw) : XC102

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	489	489	489
2	420	420	420
3	360	360	360
4	309	309	309

従業員1人あたり合板用素材消費量 (千m<sup>3</sup>) : XE200

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	304	316	316
2	304	329	329
3	304	341	341
4	304	353	353

需要サブモデルの外生因子つづき

従業員1人あたり削片板製造量 (m<sup>3</sup>) : *XE300*

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	292	292	292
2	328	328	328
3	368	368	368
4	414	414	414

合板用素材需要量に占める人工林材比率: *X200*

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.004	0.025	0.025
2	0.004	0.05	0.05
3	0.004	0.075	0.075
4	0.004	0.1	0.1

パネル用素材需要量に占める人工林材比率: *X300*

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.025	0.03	0.03
2	0.025	0.05	0.05
3	0.025	0.075	0.075
4	0.025	0.1	0.1

国産材製材品製材歩留まり: *Xf011*

分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.68	0.64	0.64
2	0.68	0.61	0.61
3	0.68	0.58	0.58
4	0.68	0.55	0.55

合板製造歩留まり: *Xf020*

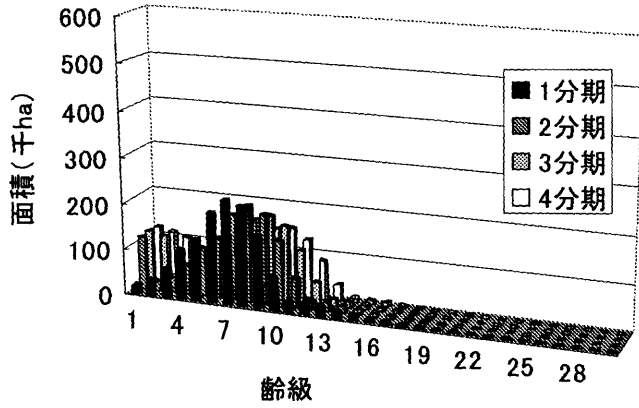
分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	80.6	80.6	80.6
2	80.6	80.6	80.6
3	80.6	80.6	80.6
4	80.6	80.6	80.6

合板除パネル製造歩留まり: *Xf030*

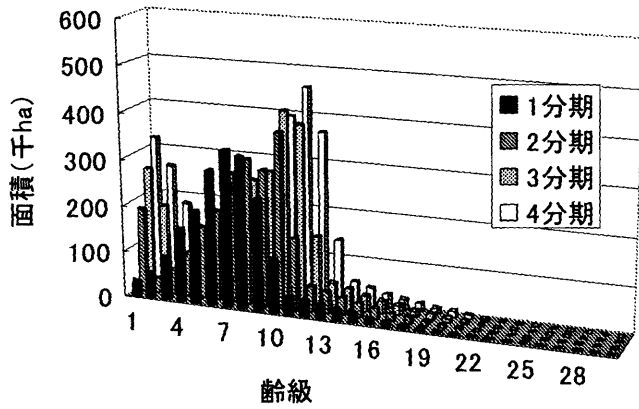
分期	すう勢	政策下位	政策上位
1	52.3	52.3	52.3
2	52.3	52.3	52.3
3	52.3	52.3	52.3
4	52.3	52.3	52.3

シミュレーション結果（民国合計値）

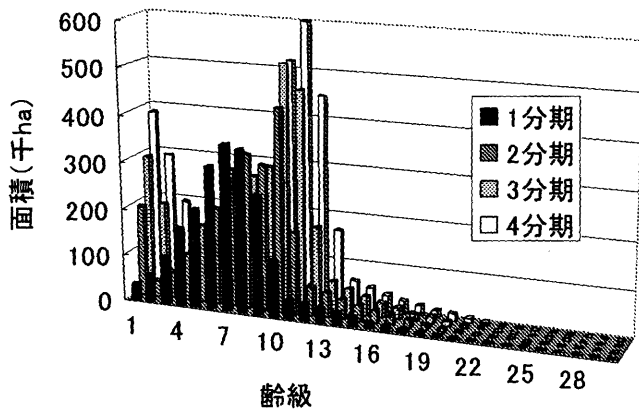
単層林経済林面積・すう勢



単層林経済林面積・政策下位

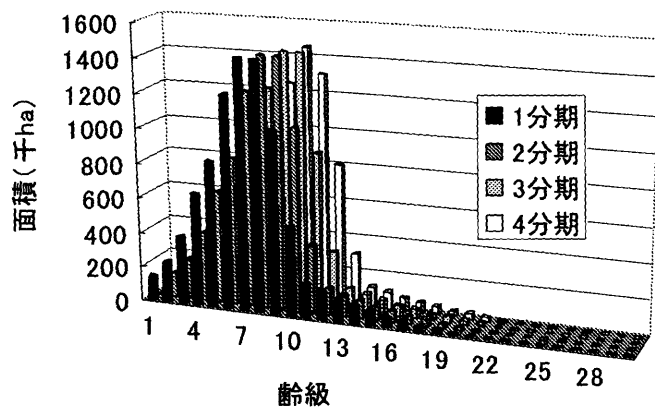


単層林経済林面積・政策上位

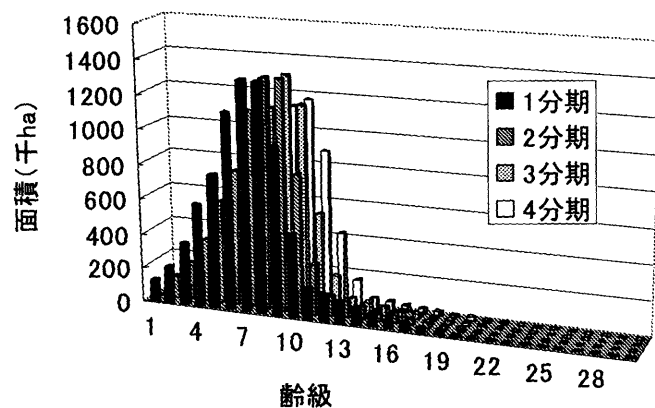


シミュレーション結果（民国合計値）つづき

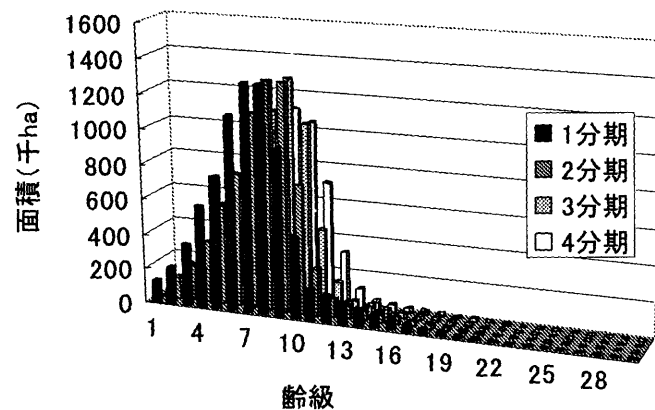
単層林非経済林面積・すう勢



単層林非経済林面積・政策下位

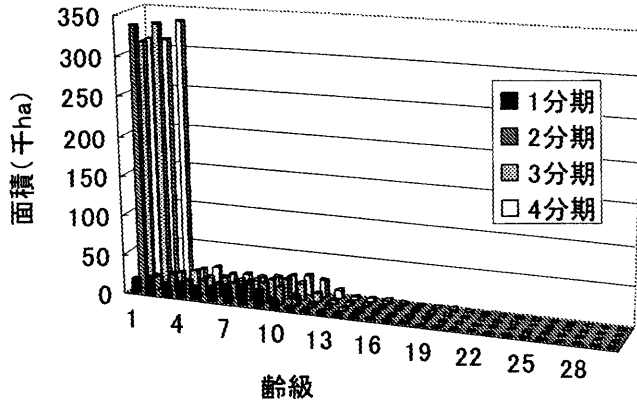


単層林非経済林面積・政策上位

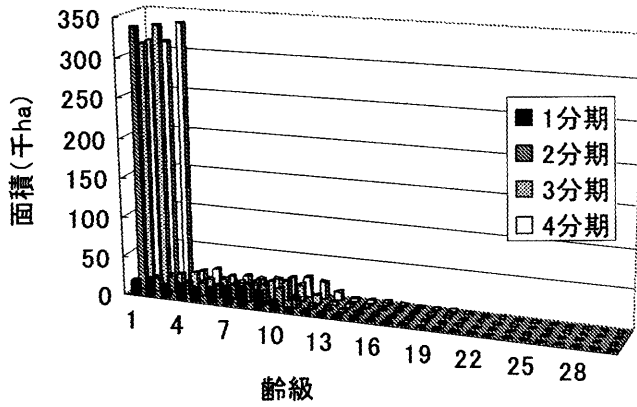


シミュレーション結果（民国合計値）つづき

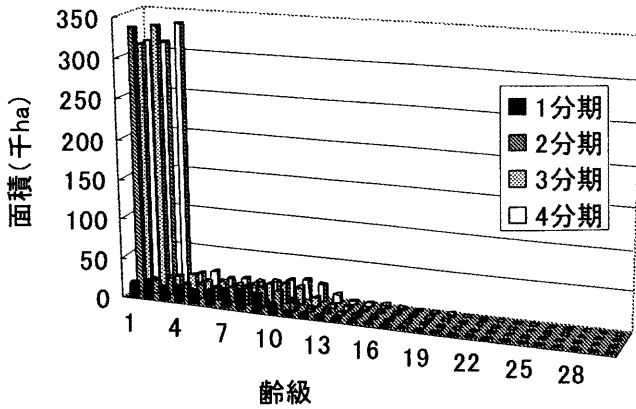
複層林下木面積・すう勢



複層林下木面積・政策下位

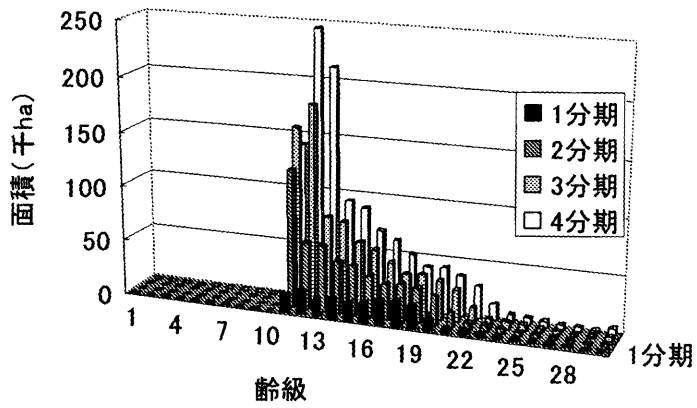


複層林下木面積・政策上位

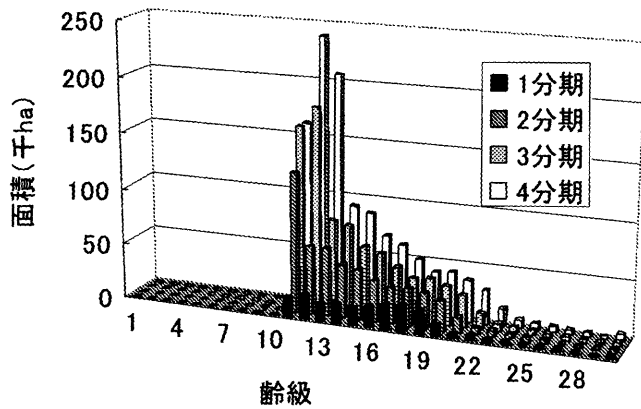


シミュレーション結果（民国合計値） つづき

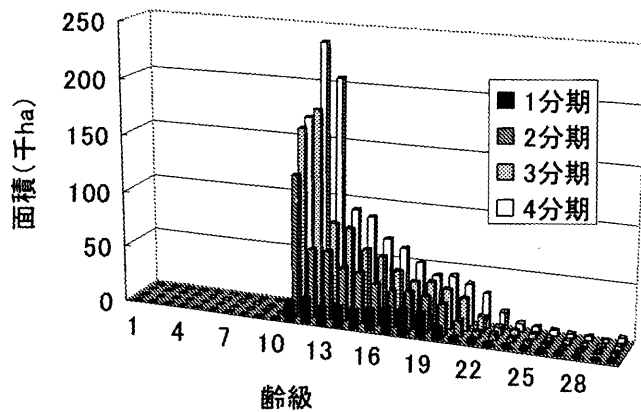
複層林上木面積・すう勢



複層林上木面積・政策下位



複層林上木面積・政策上位





シミュレーション結果（民国合計値，齡級合計値） つづき

単層林主伐面積（千ha/yr）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	23.14	36.54	9.42
2	24.77	52.53	12.69
3	25.02	64.59	16.23
4	23.57	76.40	20.26

単層林間伐面積（千ha/yr）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	119.02	168.35	178.61
2	119.17	192.34	210.55
3	113.45	204.29	234.60
4	103.35	216.89	261.63

複層伐面積（千ha/yr）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	66.68	66.68	66.68
2	61.89	61.89	61.89
3	61.89	61.89	61.89
4	61.89	61.89	61.89

複層林下木伐採面積（千ha/yr）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	9.33	8.65	8.65
2	11.99	10.39	10.39
3	17.25	13.89	13.89
4	25.44	18.95	18.95

シミュレーション結果（民国合計値，年齢合計値）つづき

単層林主伐材積（百万 $m^3$ /yr）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	6.21	9.92	10.61
2	6.81	15.44	17.41
3	7.05	19.87	23.86
4	6.81	24.39	31.16

単層林間伐材積（百万 $m^3$ /yr）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	1.30	1.96	2.08
2	1.32	2.34	2.55
3	1.22	2.51	2.87
4	1.05	2.62	3.17

複層伐材積（百万 $m^3$ /yr）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	10.95	10.95	10.95
2	9.98	9.97	9.97
3	9.92	9.83	9.80
4	10.03	9.89	9.84

複層林下木伐採材積（百万 $m^3$ /yr）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.14	0.14	0.14
2	0.17	0.17	0.17
3	0.20	0.21	0.21
4	0.26	0.27	0.27

シミュレーション結果（民国合計値， 齡級合計値） つづき

単層林経済林蓄積（十億 $m^3$ ）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.27	0.43	0.45
2	0.28	0.55	0.60
3	0.26	0.63	0.73
4	0.24	0.71	0.87

単層林非経済林蓄積（十億 $m^3$ ）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	1.98	1.82	1.80
2	2.13	1.84	1.78
3	2.27	1.84	1.73
4	2.39	1.78	1.59

複層林上木蓄積（十億 $m^3$ ）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.041	0.041	0.041
2	0.100	0.100	0.100
3	0.155	0.155	0.155
4	0.213	0.212	0.212

複層林下木蓄積（十億 $m^3$ ）

	すう勢	政策下位	政策上位
1	0.022	0.022	0.022
2	0.026	0.026	0.026
3	0.033	0.033	0.033
4	0.047	0.047	0.047