階層ベイズモデルを用いた丸太の天然乾燥における乾燥時間の推定および丸太の諸形質が乾燥性に及ぼす影響の評価^{*1}

渡辺 憲^{*2}, 高麗秀昭^{*2}, 小林 功^{*2}, 柳田高志^{*2},
鳥羽景介^{*2}, 三井幸成^{*3}

Estimation of Drying Time for Air-drying of Logs and Evaluation of Log Properties Affecting Drying Characteristics of Logs Using a Hierarchical Bayesian Model^{*1}

Ken WATANABE^{*2}, Hideaki KORAI^{*2}, Isao KOBAYASHI^{*2},
Takashi YANAGIDA^{*2}, Keisuke TOBA^{*2} and Kosei MITSUI^{*3}

Air-drying is one of the most frequently used operations to dehydrate logging residues for production of wood fuel chips. This study developed a drying curve model for the air-drying of logs in order to estimate drying time to reach a given moisture level, and to evaluate the influence of log properties on drying characteristics of logs. Log piles of sugi (*Cryptomeria japonica*) were air-dried in Tsukuba city, Japan, from November 2014 to August 2015. A hierarchical Bayesian model was used to estimate the moisture content of individual logs as a function of initial moisture content, diameter, length, heartwood ratio, and drying time. The measured mean moisture content fit well to the estimated drying curve, indicating that the developed model is a potentially useful method to estimate the drying time for any moisture content within the limited range of climate conditions studied here. A comprehensive evaluation of log properties affecting the drying characteristics of logs showed that initial moisture content, diameter, and length have an influence on the drying rate of logs.

Keywords : log, air drying, moisture content, drying time, hierarchical Bayesian model.

燃料用木質チップとしての使用を目的とした丸太の天然乾燥において、乾燥時間の推定法、および丸太の諸形質が乾燥性に及ぼす影響について検討した。2014年11月から2015年8月にかけて茨城県つくば市にてスギ丸太の天然乾燥試験を実施した。乾燥期間中の含水率を初期含水率、直径、長さ、心材率および乾燥時間の関数として表現し、階層ベイズモデルによって丸太の個体差を考慮した乾燥曲線モデルを構築した。このモデルを用いて丸太の平均含水率を推定した結果、実測値は乾燥曲線とほぼ一致し、任意の含水率に対して乾燥時間を推定できる可能性が示唆された。また、丸太の乾燥性に影響を及ぼす要因を総合的に評価したところ、初期含水率、直径および長さが丸太の乾燥性に影響を及ぼしていることが示された。

^{*1} Received September 7, 2016; accepted October 29, 2016.

^{*2} 国立研究開発法人森林総合研究所 Forestry and Forest Products Research Institute, Tsukuba 305-8687, Japan

^{*3} 熊本県林業研究指導所 Forestry Research and Instruction Station of Kumamoto Prefecture, Kumamoto 860-0862, Japan

Corresponding author: K. Watanabe (kenwatanabe@ffpri.affrc.go.jp)

1. 緒 言

近年、地球温暖化や東日本大震災に伴う原子力発電所の事故を契機に、再生可能エネルギーの一つとして木質バイオマスが注目されている。このような背景の中、公共施設等において木質バイオマスを燃料とするボイラーの導入など、木質バイオマスの熱利用が進んでいる¹⁾。ボイラーに木質チップを投入して効率よく燃焼させるためには木質チップの水分管理が必要不可欠であり、乾燥チップ炊きボイラーの場合、乾量基準含水率（以下、含水率と呼ぶ）を50%以下にする必要があると報告されている²⁾。

木質チップの原料となる未利用間伐材は伐採直後の含水率が高く、燃焼に適した含水率になるまで乾燥させなければならない。乾燥はエネルギーコストのかからない天然乾燥が基本となり、丸太のまま乾燥させる方法³⁾と丸太をチップ化してから乾燥させる方法⁴⁾の2通りがある。前者の丸太の天然乾燥に関して、日本各地で丸太の天然乾燥試験が実施され、効率的な丸太の乾燥方法について検討がなされてきた^{3, 5-11)}。野原ら⁵⁾および岩田ら⁶⁾は、岐阜県にてスギまたはヒノキ丸太の天然乾燥試験を行い、剥皮することにより乾燥速度が大幅に上がったと報告している。三好ら⁷⁾は高知県にてスギ丸太の天然乾燥試験を行い、丸太を割って乾燥させる方法は乾燥時間の短縮に有効であると報告している。一方で、佐野ら^{8, 9)}は東京都にてヒノキ丸太の天然乾燥試験を行い、乾燥初期には分割の効果が確認されたが、3か月以上の長期間の乾燥ではその効果は小さく、分割作業は非効率であると考察した。三好ら⁷⁾および市原ら¹⁰⁾は、長さ1mと2mの丸太を用いて乾燥速度を比較した結果、含水率50%までの乾燥であれば長さの影響はほとんど無いことを報告した。野原ら⁵⁾および佐野ら^{8, 9)}は、季節を変えて乾燥試験を行い、夏季における乾燥は冬季に比べて乾燥速度が大きいという結果を示した。市原ら³⁾および三好ら⁷⁾はえ積み方法について検討し、方形積みと三角積みでは、含水率の低下に差がなかったと報告している。また、はえ積みの表層部と内部の間に大きな含水率の偏りが存在し、乾燥途中で表層部と内部の丸太を積み替えることを提案した³⁾。乾燥場所に関しては、アスファルト舗装上での乾燥は未舗装の地面よりも乾燥速度が顕著に大きく⁷⁻¹¹⁾、りん木を敷くことによってアスファルトと未舗装の地面の乾燥速度の差がほとんどなくなるという結果が得られている^{7, 10)}。また、宮田ら¹¹⁾は高知県にてヒノキ丸太の天然乾燥試験を行い、日当たりの良い場所と悪い

場所で乾燥速度を比較した結果、両者の乾燥速度に有意な差はみられなかったと報告している。

以上のように、丸太の乾燥性に影響を及ぼすと考えられる様々な要因について検討されてきた。しかしながら、試験に使用する丸太の複数の形質（たとえば初期含水率や径、心材率等）を同時にコントロールすることは極めて難しく、丸太の天然乾燥試験では常の実験計画が不完全なデータを扱わざるを得ない。さらに、データ解析には分散分析等の仮説検定や相関分析が用いられ^{3, 8-11)}、含水率や乾燥速度に違いがあるかどうかを個別の要因ごとに調べるという方法が採られてきた。そのため、乾燥性に影響を及ぼす丸太の諸形質を総合的に評価するには限界があり、丸太の初期含水率や直径などの形質が変われば、乾燥条件が同じであっても乾燥性に影響を及ぼす要因の解釈が変わることが懸念される。

そこで本研究では、丸太の天然乾燥試験を実施し、様々な形質の丸太から得られた乾燥試験データを包括的に解析する方法を新たに提案した。具体的には、階層ベイズモデルと呼ばれる統計手法を用いて、丸太の諸形質、含水率および乾燥時間の複雑な関係をモデル化し、乾燥に要する時間の推定、および丸太の形質が乾燥性に及ぼす影響の評価を行った。

2. 階層ベイズモデルの概略

まず始めに、一般化線形モデルと呼ばれる統計手法を例に用いて確率論的モデルの基本構造を説明する。次に、一般化線形モデルを発展させた階層ベイズモデルを導入し、ベイズ統計学に基づいたパラメータ推定について概説する。

2.1 一般化線形モデル

木材乾燥の試験データを解析する際に用いられる、 t 検定、分散分析、単回帰分析、さらには重回帰分析、共分散分析などの統計的手法は、式(1)に示す行列の形で統一して記述され、線形モデルと総称される¹²⁾。つまり、これまで別々に行われていた解析は、線形モデルとして統合して扱われるようになってきた。

$$y = Xb + e \quad (1)$$

ここで、 y は目的変数、 X は説明変数で構成される行列、 b は推定すべきパラメータ、 e は誤差構造である。ただし、誤差構造 e は平均0、分散一定の正規分布（等分散正規分布）に従う。 Xb は線形予測子と呼ばれ、説明変数 X_i とパラメータ b_i の線形結合で次のように表される。

$$Xb = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \cdots \quad (2)$$

式 (1) からわかるように、目的変数 y は、説明変数で表現される部分 (Xb) と誤差 (e) との和で説明される。言い換えると、線形モデルは、目的変数と説明変数を連結する関係式 ($y = Xb$) と、目的変数の確率分布 (正規分布 e) の2つの部分から構成される。そして、観測データからパラメータ b と誤差構造 e のパラメータ (正規分布の分散) を推定することが、線形モデルの構築作業となる。ここで、データに対する当てはまりの良さを示す尤度が最大となるようにパラメータを推定することから、この推定法は最尤推定法と呼ばれる。

しかし、木材の乾燥試験で測定されるデータには、含水率、割れの長さや数、乾燥速度、収縮率など様々な性質のものがあり、そのバラツキは必ずしも正規分布に従うわけではない。したがって、誤差構造に正規分布を仮定する線形モデルを直接適用できないことが想定される。その場合に有効な統計手法が一般化線形モデル¹³⁾ である。一般化線形モデルは、線形モデルの単純な拡張であり、目的変数の性質に応じて誤差構造を正規分布以外の確率分布 (任意の指数型分布族) として扱うことができる¹²⁾。式 (1) に示すように、線形モデルにおいて目的変数 y の期待値は線形予測子 Xb と等しくなる。これに対して、一般化線形モデルでは、目的変数の性質に合うようにリンク関数を用いて両者の関係が次式で記述される。

$$\text{リンク関数 (目的変数 } y \text{ の期待値)} = \text{線形予測子 } Xb \quad (3)$$

なお、リンク関数には対数や逆数などが用いられる。

一般化線形モデルは様々な観測データに対して適用範囲が広く、木材乾燥を含む木質科学の研究分野において今後の利用が増えると考えられる。しかしながら、線形予測子は、説明変数とパラメータの線形結合 (式 (2)) で記述する必要がある。さらに使用可能なリンク関数が限られている。そのため、目的変数と説明変数との関係がより複雑な現象に対して一般化線形モデルを適用することができない。さらに、個体差の大きな観測データに対して一般化線形モデルを当てはめると、パラメータの推定値が真の値から大きく外れることがわかっている¹⁴⁾。生物材料である木材は個体差が大きな材料であるため、個体差を考慮したデータ解析が必要であると考えられる。そこで本研究では、個体差を考慮しつつ木材の複雑な乾燥現象をモデル化するために、一般化線形モデルをさらに発展させた階層ベイズモデルの導

入を試みた。

2.2 階層ベイズモデル

一般化線形モデルでは、リンク関数と線形予測子を用いて目的変数と説明変数との関係が記述される (式 (3))。これに対して、階層ベイズモデルではリンク関数や線形予測子を設定する必要がなく、観測データの構造やその背景にある現象の理論に合わせて、目的変数と説明変数との関係を自由に記述することが可能である。さらに、両者の関係式へ個体ごとのパラメータ r_i を追加し、全個体の r_i に共通する確率分布を設定することによって、直接は測定できない個体差を柔軟に表現できる。仮に確率分布に平均0、分散 σ_r^2 の正規分布を設定すると、パラメータ r_i の中に正規分布のパラメータ σ_r^2 が入れ子状になった構造をとる。このような階層構造を持つ複数のパラメータを最尤推定法によって推定することは難しいため、階層ベイズモデルではベイズ統計学に基づいたパラメータ推定が行われる。

ベイズ統計学は、条件付き確率の関係を応用したベイズの定理に基づく統計理論であり、「パラメータがおおよそどのような値をとるか」という事前の情報があるときに、データによってその情報を更新する手法として発展してきた¹⁵⁾。パラメータに関する事前の情報および更新後の情報は、それぞれ「事前分布」、「事後分布」と呼ばれる確率分布として表され、両者の関係はベイズの定理に基づいて次のように表される。

$$\text{事後分布} \propto \text{尤度} \times \text{事前分布} \quad (4)$$

尤度と事前分布の積に比例する事後分布を求めることが、階層ベイズモデルにおけるパラメータ推定となる。尤度は、モデルの構造 (目的変数の確率分布、および目的変数と説明変数との関係) が決まれば、観測データから求められる。事前分布については、過去の研究等においてパラメータに関する情報が事前に得られている場合には、その情報を事前分布に指定することができる。情報が無い場合には、事前分布に無情報事前分布 (分散の大きな正規分布や一様分布など) を指定することになる。

事後分布の計算は、確率論的な数値計算手法の一つであるマルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC)¹⁴⁾ を用いて行われる。MCMC は、パラメータの事前分布を予め指定し、尤度と事前分布の積である事後分布からサンプリングを繰り返すことでパラメータを特定する方法である。以上、MCMC を用いて各パラメータの事後分布が推定され、事後分布の平均や95%区間等によって階層ベイズモデルのパラメー

タ推定やモデルの評価が行われる。

3. 実験方法

3.1 天然乾燥試験

茨城県産、長さ約4mのスギ (*Cryptomeria japonica*) 丸太20本を用意し、各丸太から長さ0.5 m, 1.0 m および2.0 m の試験体をチェーンソーで切り出した。このとき、特定の長さの試験体が末口もしくは元口に偏らないように、切り出す順番を無作為に割り振った。各試験体の質量、直径、心材率を測定した。直径と心材率については末口、元口の両側から測定して平均した。その後、りん木の上に樹皮付きの試験体をランダムにはい積みし、2014年11月から2015年8月の間、茨城県つくば市内のアスファルト舗装された日当たりの良い敷地にて天然乾燥試験を実施した。乾燥期間中の気象データとして、気象庁のアメダス観測所（つくば市）の温湿度を参考に示す (Fig. 1)。乾燥開始から7日, 55日, 165日, 273日後に、はい積みを一時的に崩して各試験体の質量を測定し、再びランダムにはい積みした。乾燥試験終了後、厚さ3 cm の円盤を切り出し、円盤の

含水率を全乾法で求めた。円盤の採取位置は、Fig. 2 のとおりである。円盤の平均含水率と乾燥終了時の各試験体の質量から初期含水率を算出した。

3.2 乾燥曲線モデルの導出

天然乾燥中の丸太の含水率は正の連続値をとり、含水率が低下するにつれてバラツキ（分散）は小さくなる。そこで、丸太の含水率はこれらの条件を満たす対数正規分布に従うと仮定した。このとき試験体の含水率 M_k は次式で表される。

$$\ln(M_k) \sim \text{Normal}(\ln(\overline{M}_k), \sigma_M^2) \quad (5)$$

ここで、 $\ln(M_k)$ は平均が $\ln(\overline{M}_k)$ 、分散が σ_M^2 の正規分布に従い、 $\overline{M}_k$ は M_k の期待値、パラメータ σ_M^2 は一定の値である。 $\overline{M}_k$ は、試験体 k の初期含水率 M_{ik} と含水率減少量 M_{dk} との差として次式で表される。

$$\overline{M}_k = M_{ik} - M_{dk} \quad (6)$$

各試験体の M_{dk} と乾燥時間 T (日) との関係を図3に示す。両者の関係にS字型の傾向がみられ、個別の試験体に対して最尤推定法でロジスティック

Fig. 1. Monthly average temperature and relative humidity in Tsukuba city during air-drying.

Fig. 2. Disk position for each length.

Fig. 3. Relationships between measured moisture content decrease and drying time.
Note: Logistic curves were fitted to individual samples, MC: moisture content.

曲線¹⁶⁾を当てはめたところ、曲線は実測値に概ね一致した。よって、ロジスティック曲線を用いて M_{dk} と T との関係を表のように表現した。

$$M_{dk} = \frac{a_k}{1 + b \exp(-c_k T)} \quad (7)$$

$\overline{M}_k$ を直接表現せずにあえて M_{dk} に注目した理由は、 $\overline{M}_k$ が単純なロジスティック曲線に当てはまらないからである。ここで、 $T \rightarrow \infty$ のとき $M_{dk} \rightarrow a_k$ であることから、 a_k は乾燥終了時の平衡含水率 E と M_{ik} との差に相当する。

$$a_k = M_{ik} - E \quad (8)$$

E は乾燥終了時の環境に依存するパラメータであるが、本研究においては試験回数が1回なので一定の値となる。また、式 (7) において、 $T = 0$ のとき $M_{dk} = a_k / (1 + b) \approx 0$ となり、 b は $(1 + b) \gg a_k$ を満たす一定値とした。 c_k は乾燥性に相当するパラメータであり、 c_k の値が大きいかほどロジスティック曲線の立ち上がりが急峻になる。丸太の乾燥性は初期含水率 M_{ik} 、直径 D_k (m)、心材率 H_k 、長さ L_k (m) に依存すると仮定し、これらを乾燥性に影響を及ぼす要因として c_k に組み込んだ。さらに、丸太の個体差を表現するために個体ごとのパラメータ r_k を設定し、パラメータ c_k をこれらの要因の線形結合として次のように定義した。

$$c_k = c_1 M_{ik} + c_2 D_k + c_3 H_k + c_4 L_k + r_k \quad (9)$$

$$r_k \sim \text{Normal}(0, \sigma_r^2) \quad (10)$$

ここで、パラメータ $c_1, c_2, c_3, c_4, \sigma_r^2$ は一定の値をとり、 r_k は平均が0、分散 σ_r^2 の正規分布に従う。また、 L_k は数値データではなくカテゴリカルデータとして扱ったため、 $c_4 * L_k$ は $L = 0.5$ m, 1 m, 2 m にそれぞれ対応したパラメータ $c_{4,j}$ ($j = 1, 2, 3$) をとり、式 (9) は次のように変形される。

$$c_k = c_1 M_{ik} + c_2 D_k + c_3 H_k + c_{4,j} + r_k \quad (11)$$

式 (6) に式 (7) (8) (11) を代入することで次式

が得られる。

$$\overline{M}_k = M_{ik} - \frac{M_{ik} - E}{1 + b \exp\{-(c_1 M_{ik} + c_2 D_k + c_3 H_k + c_{4,j} + r_k) T\}} \quad (12)$$

ただし、 $c_{4,j} = c_{4,1}$ ($L = 0.5$ m), $c_{4,2}$ ($L = 1$ m), $c_{4,3}$ ($L = 2$ m)。

以上をまとめると、乾燥曲線モデルは式 (5), (10), (12) で構成される。式 (5), (10), (12) 内の各パラメータはMCMCにより推定した。パラメータ $\sigma_M^2, b, c_1, c_2, c_3, c_{4,j}, \sigma_r^2$ の事前分布は無情報事前分布とし、それぞれ $[0, 10], [0, 50], [-10, 0], [-10, 10], [-10, 10], [-10, 10], [0, 10]$ の一様分布を指定した ([] 内の数値は一様分布の範囲を示す)。また、乾燥終了時の平衡含水率が0.2前後であったため、 E の事前分布は平均が0.2、分散が100の正規分布を指定した。ソフトウェア WinBUGS (Bayesian inference Using Gibbs Sampling) Version1.4.3¹⁷⁾ を用いてこれらの事後分布をMCMCにより推定した。3本のマルコフ連鎖を用いて、それぞれの鎖について500000回の繰り返し計算を行った。最初の100000回は捨て、残りの400000回から80回毎に事後分布のサンプルを保存し、最終的に各パラメータに対して15000のサンプルを得た。各変数のオーダーを揃えてMCMCの計算を収束させるために、 D_k と H_k については実測値を10倍した値を、 T については1/100倍した値を計算に使用した。計算の結果、Gelman-Rubin 統計量¹⁸⁾ はすべてのパラメータに対して1.01以下となり、各マルコフ連鎖が定常状態に収束していることを目視で確認した。

4. 結果と考察

4.1 乾燥試験

Table 1 に試験体の初期含水率、直径、および心材率の平均および標準偏差を長さ別に示す。丸太の諸形質の平均は、長さ0.5 m, 1 m, 2 m ともにほぼ同じとなり、偏りはほとんどみられなかった。また、乾燥終了時の平均含水率はすべて0.2を下回り、試

Table 1. Summary statistics of the initial moisture content, diameter, heartwood ratio, and final moisture content of the specimens for each length.

Length (m)	<i>n</i>	Initial MC		Diameter (m)		Heartwood ratio		Final MC	
		Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
0.5	20	1.207	0.217	0.127	0.028	0.15	0.09	0.146	0.015
1	20	1.204	0.215	0.123	0.033	0.14	0.09	0.186	0.036
2	20	1.200	0.220	0.123	0.019	0.14	0.07	0.192	0.034

Notes: MC: moisture content, SD: standard deviation.

Fig. 4. Measured moisture content of each sample during drying.

Note: MC: moisture content.

Fig. 5. Individual drying curves estimated by drying curve model for each length.

Note: Circles indicate measured values, MC: moisture content.

Fig. 6. Plots of estimated moisture content versus measured moisture content.

Notes: MC: moisture content, r : correlation coefficient, RMSE: root mean square error.

験体は燃料用木質チップとしての使用を満たす含水率まで十分に乾燥した。

各試験体について乾燥期間中の含水率の推移を Fig. 4 に示す。いずれの長さの試験体も、乾燥初期にみられた含水率のバラツキは乾燥開始から273日後に大きく減少し収束に近づいた。乾燥開始から

165日までの含水率変化に注目すると、曲線の傾きは一定ではなく、初期含水率以外の要因によっても乾燥性が異なることがわかる。

4.2 乾燥曲線モデル

パラメータの事後分布の平均を使って推定した乾燥曲線は次式で表された。

$$\bar{M}_k = M_{ik} -$$

$$\frac{M_{ik} - 0.1416}{1 + 12.10 \exp \{ - (-0.664 M_{ik} - 0.880 (D_k \times 10) + 0.014 (H_k \times 10) + c_{4j}) (T/100) \}} \quad (13)$$

ただし、 $c_{4j} = 4.44$ (長さ0.5 m の場合)、4.16 (長さ1 m の場合)、4.08 (長さ2 m の場合)。

各試験体の乾燥曲線と含水率の実測値との関係を Fig. 5 に、実測値と乾燥曲線から求めた推定値との関係を Fig. 6 に示す。いずれの長さにおいても、乾燥曲線は概ね実測値と一致し (Fig. 5)、実測値と推定値との間に1対1の関係がみられ高い相関が得られた (Fig. 6)。また、実測値と推定値の最小二乗誤差は0.05となり、個別の丸太に対する含水率の推定誤差は平均0.05であった。ただし、乾燥曲線モ

Fig. 7. Mean and 95% credible intervals of estimated drying curves for each length.

Note: The white circle and black rectangle indicate individual measured values and their mean, respectively. MC: moisture content.

Fig. 8. Mean and 95% credible intervals of the drying curves for each length.

Note: The drying curves were estimated by a model with random effects excluded. The white circle and black rectangle indicate individual measured values and their mean, respectively. MC: moisture content.

デルの構築に用いた試験体とは独立した試験体にモデルを適用して推定値と実測値の比較をしておらず、本モデルの適用可能な範囲や含水率の推定精度に関しては今後の検証が必要である。

試験体の平均含水率について、乾燥曲線の平均および95%信用区間を Fig. 7 に示す。ベイズ統計学における信用区間は、従来の頻度論的統計学における信頼区間と解釈が異なり、含水率の平均が95%の確率でこの範囲内にあることを意味する。いずれの長さの試験体についても、実測値の平均は乾燥曲線と一致し、乾燥曲線モデルによって丸太の平均含水率を推定できる可能性が示唆された。乾燥初期の平均含水率は初期含水率に大きく依存し、また乾燥末期には平衡含水率に収束するため、乾燥初期と末期において信用区間の幅は非常に狭い。一方で、乾燥開始から165日付近の信用区間の幅が広く、推定値にかなりの不確実性が存在した。そこで、個体差によって不確実性がどのように変化するかを確認するために、式 (12) において個体差を取り除いた乾燥

曲線モデルを求め、Fig. 8 に乾燥曲線の平均および95%信用区間を示した。個体差を考慮しない場合、乾燥期間を通して信用区間の幅が非常に狭く、不確実性を過小評価していることが明らかである。したがって、乾燥曲線モデルに個体差を組み込むことによって、乾燥中期における推定値の不確実性が表現され、より現実に即した形で乾燥曲線が得られた。

Fig. 7 に示した乾燥曲線の平均と信用区間から、任意の含水率に対して乾燥時間を推定することが可能である。一例として、含水率0.5 (50%) まで丸

Table 2. Mean and 95% credible intervals of the estimated drying time to reach the moisture content of 50% for each length.

Length (m)	Drying time to reach the MC of 50% (d)	
	Mean	95% credible intervals
0.5	129	110 – 150
1	143	120 – 173
2	147	122 – 180

Note: MC: moisture content.

Fig. 9. Posterior distributions of each parameter.

Fig. 10. Posterior distributions of parameter r for each specimen.

太を乾燥するのに要する時間を求めた結果が Table 2である。丸太が長くなるにつれて乾燥時間の平均は増加し、長さ0.5 m, 1 m, 2 m でそれぞれ129日, 143日, 147日であった。また、95%信用区間の幅は平均値の3～4割ほどあり、推定値にはかなりの不確実性を伴うことがわかった。よって、丸太の天然乾燥試験において含水率の推移や乾燥時間を評価する際には、今回のように乾燥曲線モデルを用いてその不確実性を提示することが望ましいと考えられる。また、試験計画を立てる段階でサンプルサイズを大きく設定することにより、不確実性を減らすことが可能である。

4.3 丸太の乾燥性に影響を及ぼす要因

各パラメータの事後分布 (Fig. 9) を用いて、乾燥性に影響を及ぼす要因を評価した。式 (9) からわかるように、パラメータ c_1 , c_2 , c_3 , $c_{4,j}$ はそれぞれ初期含水率, 直径, 心材率および長さに対応する。各パラメータの値は乾燥性に及ぼす影響度合いを示し、プラスは乾燥性に良い影響を、マイナスは乾燥性に悪い影響を与えていることを意味する。ただし、 $c_{4,j}$ に関しては、式 (11) において定数項部分を含んでいるため、値の正負と乾燥性の良し悪しは一致しない。また、各変数のオーダーが完全には一致していないため、パラメータ間で値の大小関係と比較することはできない。

c_1 と c_2 の事後分布は負の値を示したことから、初

期含水率と直径の値が大きいくほど乾燥性が悪くなり、事後分布に0を含まないので統計的に有意な影響を与えていることが明らかである。 c_3 の事後分布は平均が0付近に位置することから、今回の試験のように丸太の直径が小さく心材率が平均0.14～0.15と低い場合には、心材率は乾燥性にほとんど影響を及ぼさないと考えられる。製材の人工乾燥において心材率は仕上がり含水率に影響を及ぼすと報告されている¹⁹⁾ ことから、丸太の天然乾燥においても心材率の大きな試験体を用いれば、乾燥性に有意な影響がみられる可能性があると考えられる。 $c_{4,j}$ は丸太が長くなるにつれて値が低下したことから、丸太が長いほど乾燥性が悪くなり、長さは丸太の乾燥性に影響を及ぼしていることが示唆された。3つの事後分布は互いに重なり合っており、長さ間で有意な差はみられなかったが、長さを離散変数ではなく連続変数として扱えば、統計的に有意な効果がみられるだろうと推察する。また、長さ1 mと2 mの事後分布の大半が重なり合ったことから、長さ1 m以上の丸太では乾燥性はほとんど変わらないことがわかった。市原ら¹⁰⁾ は、ヒノキ丸太の天然乾燥試験において、長さ1 mと2 mの丸太で含水率50%に到達するまでの日数に有意な差は認められなかったとし、今回の結果と同様の報告をしている。以上の結果から、乾燥曲線モデルを用いて乾燥性に影響を及ぼす複数の要因を同時に評価可能であることが

実証された。

これまでの丸太の天然乾燥試験では、乾燥性に影響を及ぼす要因を個別に評価してきた^{4, 8-11)}。たとえば、今回の乾燥試験データを用いて初期含水率による影響を評価する場合、乾燥開始から165日後もしくは273日後の含水率と初期含水率との相関関係を調べることになる。また、丸太の長さの影響を評価するのであれば、長さを要因に指定し、乾燥開始から165日後もしくは273日後の含水率を目的変数とする分散分析や多重比較が行われる。いずれにしても、どの時点の含水率に注目するかによって解析結果は変わるため、要因の解釈が難しい。さらに、個別に要因を評価するのと複数の要因を同時に評価するのでは解析結果が同じになるとは限らない。乾燥曲線モデルを使えばこれらの問題は解消され、しかも、丸太の乾燥性に影響を与えているかどうかという問いに対して、直接的な答えが得られる。これが乾燥曲線モデルを用いて乾燥現象を解釈する利点の一つである。

各試験体について、個体差 r_k の事後分布をFig. 10に示す。試験体ごとに事後分布は異なり、個体差が認められた。いずれの長さにおいても両端に位置する事後分布どうしがほとんど重なっており、一部の試験体間で乾燥性は有意に異なることがわかった。乾燥性に影響を及ぼす丸太の諸形質として、今回の乾燥試験で測定したもの以外に全乾密度や乾燥中に発生した表面割れなどが候補として挙げられる。これらの要因は乾燥曲線モデルの説明変数に組み込んでおらず、個体差の一部として表現されたと考えられる。

4.4 乾燥曲線モデルの特徴

本研究で提案した乾燥曲線モデルには3つの特徴がある。1つ目は、統計モデルという枠組みに基づいて、丸太の含水率が従う確率分布として対数正規分布を選択し、その確率分布の期待値をモデル化した点である。木質科学の研究分野でよく用いられる線形・非線形の回帰分析のほとんどは最小二乗法によって求められており、最小二乗法は確率分布に正規分布を指定した計算法と等価である。木質材料の強度データや木材乾燥における仕上がり含水率データは必ずしも正規分布に従わない^{20, 21)}ことから、観測データをモデル化する際には適切な確率分布を選択すべきである。

2つ目は、木材の複雑な乾燥現象をモデル化するために階層ベイズモデルを用いたことである。これにより、丸太の諸形質、乾燥時間および含水率の複雑な関係をモデル化することが可能となり、様々な

形質の丸太に対して含水率と乾燥時間との関係が明らかになった。さらに、丸太の初期含水率、直径、長さおよび心材率が乾燥性に及ぼす影響について総合的な評価を行うができた。

3つ目は、個体差を乾燥曲線モデルに組み込んで評価したことである。通常、木材乾燥の試験データは大きなバラツキを伴い、このバラツキの大部分は個体差に由来するものであると考えられる。本研究では、階層ベイズモデルを用いて個体差をモデル化することで、データのバラツキが大幅に緩和された。これによって、パラメータの推定精度が向上し、丸太の乾燥性に影響を及ぼす要因の評価が明瞭になり、データのバラツキの背後にみられる乾燥現象をより正しく解釈・理解できるようになったと考えられる。

5. 結 論

スギ丸太の天然乾燥試験を実施し、乾燥時間と含水率との関係を表す乾燥曲線モデルを階層ベイズモデルによって構築した。この乾燥曲線モデルを用いて様々な形質の丸太に対して乾燥に要する時間を推定できる可能性が示唆され、同時に丸太の個体差に起因する推定値の不確実性を評価することができた。さらに、乾燥性に影響を及ぼす丸太の形質を総合的に評価した結果、初期含水率、直径および長さが丸太の乾燥性に影響を及ぼしていることが示された。心材率は丸太の乾燥性にほとんど影響を及ぼさないという結果が得られ、今回の乾燥試験では直径が小さく心材率が低い丸太を対象としたことが原因の一つであると推察した。今後、心材率の高い丸太を用意して心材率の影響を再評価したいと考えている。

一方で、この乾燥曲線モデルは気象条件を考慮していないため、モデルの適用範囲は今回天然乾燥試験を実施した場所と時期に限定される。今後、乾燥曲線モデルに新たな変数を加え、気象条件に応じて含水率の低下度合いが変化することを表現できれば、様々な季節や地域に対して適用範囲を広げることが可能となるかもしれない。そのためには、異なる季節や地域において天然乾燥試験を実施し、試験データを蓄積する必要があると考えられる。

謝 辞

本研究は、あわら三国木質バイオマスエネルギー事業協議会（環境省・林野庁の実証事業）の事業で行った。

文 献

- 1) 第IV章木材産業と木材利用 3.木材利用の動向.
“平成28年度版 森林・林業白書”, 林野庁編,
全国林業改良普及協会, 東京, 2016, pp. 161-
163.
- 2) 岡本利彦: 木質炊きボイラー特有の設置後に
起こりうる諸問題と対応. 季刊木質エネルギ
ー 17, 19-21 (2007).
- 3) 市原孝志, 高野定雄, 山崎敏彦, 政岡尚志, 板井
拓司, 野地清美, 松岡良昭, 小畑篤史, 鈴木保志,
藤原新二: 木質チップボイラの燃料に用いる
林地残材のはえ積み天然乾燥. 日本森林学会
誌 92(4), 191-199 (2010).
- 4) 宮田大輔, 鈴木保志, 小畑篤史, 後藤純一, 板井
拓司, 政岡尚志, 吉井二郎: 木質チップの自然
乾燥における攪拌の効果. 日本森林学会誌 90
(2), 75-83 (2008).
- 5) 野原正人, 岩田隆昭, 山本和雄: 針葉樹材の天
然乾燥速度について. 岐阜県林業セ研報 5, 31
-48 (1977).
- 6) 岩田隆昭, 野原正人, 大塚和典: スギ, ヒノキ
丸太の林内乾燥について. 岐阜県林業セ研
報 9, 49-59 (1981).
- 7) 三好和広, 市原孝志, 山崎敏彦, 政岡尚志, 松岡
良昭, 高野定雄, 吉井二郎, 板井拓司, 山口達也,
鈴木保志: 中山間地域における森林バイオマ
ス資源の有効利用技術開発事業. 高知県森技
セ研報 34, 1-30 (2009).
- 8) 佐野哲也, 井 春夫, 吉田貴紘: 分割材の天然
乾燥による水分減少経過. 日本森林学会誌 93
(3), 133-138 (2011).
- 9) 佐野哲也, 井 春夫, 吉田貴紘, 大原誠資: 乾
燥時期が分割材の天然乾燥経過に与える影響.
日本森林学会誌 94(3), 142-148 (2012).
- 10) 市原孝志, 山口達也, 政岡尚志, 板井拓司, 松岡
良昭, 宮田大輔, 小畑篤史, 鈴木保志, 藤原新
二: 木質チップボイラの燃料に用いる林地残
材の平積み天然乾燥. 日本森林学会誌 91(3),
192-200 (2009).
- 11) 宮田大輔, 鈴木保志, 後藤純一: 林道端と舗装
土場における林地残材の自然乾燥. 日本森林
学会誌 88(4), 245-253 (2006).
- 12) 大東健太郎: 線形モデルから一般化線形モデ
ル(GLM)へ. 雑草研究 55(4), 268-274 (2010).
- 13) Dobson, A.J.: 第3章指数型分布族と一般化線
形モデル. “一般化線形モデル入門 原著第2
版”, 田中 豊, 森川敏彦, 山中竹春, 富田 誠
訳, 共立出版, 東京, 2008, pp. 58-65.
- 14) 久保拓弥: データ解析のための統計モデリン
グ入門. 岩波書店, 東京, 2013, pp. 144-192.
- 15) 深澤圭太, 角谷 拓: 始めよう! ベイズ推定に
よるデータ解析. 日本生態学会誌 59(2), 167-
170 (2009).
- 16) 田中孝文: 第5章成長曲線. “Rによる時系列分
析入門”, シーエービー出版, 東京, 2008, pp. 76
-79.
- 17) Spiegelhalter, D., Thomas, A., Best, N., Lunn,
D.: “WinBUGS User Manual”, Institute of
Public Health, Cambridge, UK, 2003.
- 18) Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Dunson,
D.B., Vehtari, A., Rubin, D.B.: Chapter II
Basics of Markov chain simulation 11.4
Inference and assessing convergence.
“Bayesian data analysis, third edition”,
Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida,
USA, 2013, pp. 281-285.
- 19) Watanabe, K., Kobayashi, I., Kuroda,
N.: Investigation of wood properties that
influence the final moisture content of air-
dried sugi (*Cryptomeria japonica*) using
principal component regression analysis. *J.
Wood Sci.* 58(6), 487-492 (2012).
- 20) 堀江和美, 中村 昇, 飯島泰男: 限界状態設計
法のための強度データ解析(第1報)強度分布
特性値におよぼす確率・統計手法の影響. 木材
学会誌 45(2), 103-110 (1999).
- 21) Watanabe, K., Hayashi, T., Kobayashi,
I.: Probabilistic evaluation of the final
moisture content of kiln-dried lumber using
the bootstrap method. *J. Wood Sci.* 62(6),
479-486 (2016).