製材 JAS の目視等級を基にした節評価モデルのパラメータの最適化^{*1}守口 海^{*2}, 柴田直明^{*3}, 今井 信^{*4}, 山内仁人^{*4}, 吉田孝久^{*4}Optimizing the Parameters of a Knot Assessment Model Based on the Visual Grading of JAS of Lumber^{*1}Kai MORIGUCHI^{*2}, Naoaki SHIBATA^{*3}, Makoto IMAI^{*4}
Masato YAMANOUCHI^{*4} and Takahisa YOSHIDA^{*4}

We defined a knot assessment model based on the visual grading of Japanese Agricultural Standard (JAS) of lumber and attempted to optimize parameters of the model using simulated annealing. Parameters of the knot assessment model were optimized by maximizing coefficients of determination of regression models, using data of bending tests and surface images of 40 test pieces, 120 mm square cross section kiln-dried lumber with pith of Japanese larch (*Larix kaempferi* Lamb.). Values of the coefficient of determination of regression models using knot index values of optimized knot assessment models were much larger than those obtained by ordinary visual grading. However, knot index values of almost all test pieces were decided by a particular type of knot diameter ratio, suggesting overfitting. We then simplified the knot assessment model, eliminating the distinction between center or edge areas and types of single knot. Values of the coefficient of determination of regression models were then decreased compared to those of the above optimized knot assessment models. However, they were still larger than those based on ordinary visual grading, and there were significant differences between correlation coefficients of each single regression model.

Keywords : visual grading, lumber with pith, multiple regression, simulated annealing, overfitting.

現行の製材 JAS の目視等級を基にした節評価モデルを定義し、焼きなまし法を用いて、そのパラメータの最適化を試みた。断面が120 mm 角の人工乾燥カラマツ心持ち材40本の曲げ試験データと材面の画像データを用い、節指標を説明変数とする回帰モデルの決定係数の最大化により、節評価モデルのパラメータの最適化を行った。その結果、従来の目視等級を説明変数とした回帰モデルと比較して、その決定係数は著しく大きくなったが、指標値を決定する節径比の種類には大きな偏りがあり、過剰適合が起こっていると考えられた。そこで材縁と集中の区別および単独節を廃した、簡略化した節評価モデルに修正し、そのモデルのパラメータを最適化したところ、前述のモデルと比較すると決定係数は低下したが、従来の目視等級を用いたモデルと比較すると大きく、単回帰モデルでは相関係数に有意な差が認められた。

^{*1} Received November 18, 2015; accepted March 2, 2016.

^{*2} 信州大学大学院総合工学系研究科 Shinshu University, Interdisciplinary Graduate School of Science and Technology, Nagano 399-4511, Japan

^{*3} 元 長野県林業総合センター Former, Nagano Prefecture Forest Research Center, Nagano 399-0711, Japan

^{*4} 長野県林業総合センター Nagano Prefecture Forest Research Center, Nagano 399-0711, Japan

Corresponding author: K. Moriguchi (a09a215@gmail.com)

1. 緒 言

現在の製材の日本農林規格¹⁾(以降, 単に JAS と呼ぶ)には, 機械等級区分と目視等級区分の, 2 種類の等級区分法が定められている。前者ではヤング係数が強度と明瞭な相関が見られることを利用し, 製材のヤング係数ごとに基準強度を設定している。実大材のヤング係数は縦振動法²⁾により機械的かつ高精度に推定できるため, 比較的小規模な工場でも, グレーディングマシンの導入により等級区分を行うことが可能である。一方, 目視等級区分では, 節を主とした外見的特徴により等級を決定する。節は実大材の曲げ強度(以降, 本論では単に MOR と呼ぶ)に影響を与える要因の 1 つである³⁻⁵⁾が, 現行の目視等級区分では, 同一等級内でも MOR のばらつきが大きいことが指摘されている^{6, 7)}うえ, 測定の自動化も比較的難しい。これら 2 つの等級は互いに独立しているので, ある 1 つの製材には, 機械等級区分, 目視等級区分および無等級材の 3 つの基準強度が与えられうる。このような現状では, 最も信頼性および実用性が高い基準強度は機械等級区分のものであり, 目視等級区分の優位性は低いように見える。しかしながら, このことは「節等が MOR に与える影響を考慮する必要はない」ことを意味するものではない。

近年, 無節材の市場価格は低下しており, 枝打ちの実施が林業経営上有利であるとは必ずしも言えなくなってきた⁸⁾。したがって, 今後は枝打ちが行われていない, すなわち節の多い原木が多くなることが予想される。また, 高温乾燥⁹⁾では乾燥時間¹⁰⁾や材面割れ¹¹⁾が低減できることが分かり, 急速に普及してきた。しかし一方で, 高温乾燥材は天然乾燥に比較すると, 曲げヤング係数(以降, 本論では単に MOE と呼ぶ)は変化しないが, 乾燥スケジュールに依存して, MOR は低下することが報告されている^{12, 13)}。また高温乾燥材では, 静的曲げ靱性や破壊靱性が低下するとの報告もある^{14, 15)}。破壊靱性の低下は亀裂進展への抵抗性の低下を招くので, 脆性的な破壊が発生しやすくなる。また, 亀裂の発生は材料の欠点の存在や頻度に大きく影響を受ける。したがって, 高温乾燥材が普及してきた現在では, 天然乾燥材や生材が主だった旧来よりも, 節が MOR に与える影響が増大している可能性がある。もし節を MOR の推定にうまく組み込めない場合, 同一機械等級であっても平均的な MOR が低下していくおそれがある。したがって, MOR の低下を招かないような乾燥技術の開発と同時に, 節の影

響をより良く反映した等級区分を, 同時に考えていく必要がある。

節が MOR に及ぼす影響は, 近年では解析的な力学モデル^{3, 16-18)}や FEM^{4, 5, 19)}を用いて分析されている。しかし, これらの方法を強度予測に応用するためには, 詳細なデータ(繊維走向や各部位のひずみ等)が必要となる。また, 現行の JAS¹⁾目視等級(以降, 単に JAS¹⁾目視等級と呼ぶ)と比較すると, はるかに複雑なモデルである。等級区分法を複雑化すると, 製材工場には機械の購入や格付け方法の抜本的な変更のような, 大きな負担を強いることになる。また, 計算に時間を要する方法は, 生産性を著しく低下させる。したがって, できるだけ簡単なモデルで推定精度を向上できるとよい。その最も単純な方法の 1 つとして, MOR を目的変数とし, MOE と目視等級の値や節径を説明変数とする, 重回帰モデルを適用する^{20, 21)}方法が考えられる。これにより, MOR の予測に MOE と節等の外見的特徴を別個に用いるという, 現行等級区分法の非効率性は改善できる。しかし, 前述したように JAS¹⁾目視等級は, 同一等級でも MOR のばらつきが大きいので, そのままの等級値を説明変数としても, 重回帰モデルの推定精度の向上にはあまり寄与しない可能性がある。

そこで本研究では, JAS¹⁾目視等級に変更を加えることで, その重回帰モデルの精度を向上させることを考える。その取り得るアプローチは, 次の 2 つが考えられる。1 つは, 目視等級における節評価モデルそのものの変更であり, もう 1 つは, 目視等級のパラメータの最適化である。例えば実大材の曲げ破壊試験を行うとき, 節が強度低下に与える影響は, その加力点との位置関係によって異なるはずであるが, JAS¹⁾目視等級の節評価モデルはこれを考慮しない。前者のアプローチの例としては, 節の加力点との位置関係を考慮したモデルに変更することが挙げられる。一方, あくまでモデルの基本構造は変更せず, そのパラメータの変更, たとえば集中節の集計範囲等を最適化しようとするのは, 後者のアプローチの例である。本研究で試みるのは, 後者のアプローチである。前者のアプローチは力学的に非常に合理的であるため, 単に精度を上げるのであれば有効である。しかし実際の工場では, 製材時に部材がどのように利用されるか既知であることは少なく, その点で節の加力点との位置関係を必要としない JAS¹⁾目視等級は, 実用上の合理性が認められる。また, もしこのアプローチによって推定精度が向上できるならば, 等級区分の基本的設計は変わらないので, 生産現場に与える影響は比較的少なく抑えら

れる。

筆者らは前報²²⁾で、JAS¹⁾目視等級を重回帰分析に利用できるよう修正し、節の種類ごとの許容節径にあたるパラメータの最適化を行ったが、MORの推定精度はあまり大きくは改善しなかった。その原因として、JAS¹⁾目視等級は非常に不連続なモデルであることを考慮して全探索法を用いたが、その計算量が非常に多いため、一部のパラメータしか最適化できなかったこと、簡略化した等級関数を用いたこと、の2つが考えられる。そこで本報では、JAS¹⁾目視等級に近い節の評価モデルを採用した上で、不連続な最適化問題にも対応できる焼きなまし法^{23, 24)}を探索手法に用い、重回帰モデルによるMORの推定精度が最大となるよう、その全てのパラメータの最適化を試みた。

2. 方 法

2.1 試験体

試験体は前報²²⁾と同一である²⁵⁾。断面寸法145 mm×145 mm、長さ4000 mmの心持ちカラマツ材50本を人工乾燥した。その乾燥スケジュールは蒸煮(乾球温度:95℃, 湿球温度:95℃)10時間、高温セット(同120℃, 90℃)18時間、中温乾燥(同90℃, 60℃)168時間である。乾燥後4ヶ月間養生したうえで、そのうち40本を選定し、長さ2400 mm、断面寸法120 mm×120 mmに仕上げた。

2.2 節の測定

節の計測データは前報²²⁾と同一である。節の位置及び形状の測定は、曲げ試験前に撮影した材面を正射画像に変換し、画像解析ソフトImageJを用いて画像上で行った。これらの解像度は各画像とも120 mmあたり180画素前後であり、1 mm/画素以上の解像度を確保した。画像上で各試験体の4面の節の外周およびその心の位置を手作業で取得した。なお、試験体40本のうちJAS¹⁾目視等級で1級となったものはなく、2級が16本、3級が16本、等外が8本であった。

2.3 強度試験

強度試験データは前報²²⁾と同一である²⁶⁾。実大材の曲げ試験は「構造用木材の強度試験マニュアル」²⁷⁾に従い、下部支点間距離2160 mm、上部荷重点間距離720 mmの3等分点4点荷重法にて行った。曲げ試験機には(株)島津製作所製強度試験機UH-1000kNAを使用し、載荷速度は10 mm/minとした。MORは次式により計算した。

$$\sigma_b = \frac{3aF_u}{wh^2} \quad (1)$$

ここで σ_b : 曲げ強度 (N/mm²), a : 下部支点から荷重点までの距離 (mm), F_u : 最大荷重 (N), w : 材幅 (mm), h : 材高 (mm) である。

また、破壊荷重の10%から40%までの区間を弾性変形域と仮定し、次式により、せん断影響を含んだ曲げヤング係数を計算した。本論ではこれをMOEとして扱う。

$$E_b = \frac{a(3L^2 - 4a^2)(F_e - F_s)}{4wh^3(D_e - D_s)} \quad (2)$$

ここで E_b : せん断影響を含んだ曲げヤング係数 (kN/mm²), L : 下部支点間距離 (mm), F_e : 最大荷重の40% (kN), F_s : 最大荷重の10% (kN), D_e : 最大荷重の40%のときの試験体中央の変形量 (mm), D_s : 最大荷重の10%のときの試験体中央の変形量 (mm) である。

なお、試験体の含水率は最小9.7%, 最大19.8%, 平均14.8%であり、MORの含水率補正は行わなかった。

2.4 節評価モデル

節評価モデルは試験体の寸法から、JAS¹⁾目視等級の甲種構造材IIを基にして構成した。このモデルは次の通りである。なおJAS¹⁾目視等級との差異は、いくつかのパラメータを可変としたことと、最後に述べる、節径と等級(節指標値)の関係の2点である。

まず材幅方向に一定の比で分割し、内側を中央、外側を材縁とする。材面に心を持つ節(以降では、1つの節を単独節と呼ぶ)は、その心の位置によって、次式のように中央単独節と材縁単独節に区分される。

$$\begin{aligned} K_{es,i} &= \{x | x \in K_i, d_w(x) \leq w_i p_w\} \\ K_{cs,i} &= K_i - K_{es,i} = \{x | x \in K_i, w_i p_w < d_w(x)\} \end{aligned} \quad (3)$$

ここで i : 材面を表わす番号 (1, 2, 3, 4), K_i : 材面 i の全ての単独節の集合, $K_{es,i}$: 材面 i の材縁単独節(以後 edge-single の意で es と表記する)の集合, $K_{cs,i}$: 材面 i の中央単独節(以後 center-single の意で cs と表記する)の集合, $d_w(x)$: 材縁から節 x の心までの距離 (mm), w_i : 材面 i の材幅 (mm), p_w : 材縁と中央の境界が材縁からどの位置にあるかを示すパラメータで、JAS¹⁾目視等級では0.25 (25%)にあたる。

さらに、同一材面において材長方向の一定区間にかかる節をまとめたものは、集中節と定義される。言い換えれば、任意の2つの要素を選んだとき、その材長方向の最短距離が一定の距離以下である単独節の部分集合が、1つの集中節となる。これは材縁、中央それぞれで、次式のように定義される。

$$\begin{aligned} K_{ec,i} &= \{X \subseteq K_{es,i} | d_w(x,y) < p_1, \forall x,y \in X\} \\ K_{cc,i} &= \{X \subseteq K_i | d_w(x,y) < p_1, \forall x,y \in X\} - K_{ec,i} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで $K_{ec,i}$: 材面 i の材縁集中節 (以後 edge-concentrate の意で ec と表記する) の集合, $K_{cc,i}$: 材面 i の中央集中節 (以後 center-concentrate の意で cc と表記する) の集合, X : 単独節の部分集合, $d_w(x,y)$: 集合の 2 要素 x,y の, 材長方向の最短距離 (mm), p_1 : 集中節の集計範囲を表わすパラメータ (mm) で, JAS¹⁾ 目視等級では 150 mm にあたる。

材縁集中節は材縁単独節のみを集計するのに対し, 中央集中節は材縁単独節と中央単独節のいずれも集計する。ただし, 中央単独節が含まれないものは除外する。4 種類の節は 4 材面全てについて測定され, それぞれの節径比 (単独節は材幅方向の長さ, 集中節はその合計と, 材幅の比) の最大値を取得する。すなわち

$$k_t = \max\{d_t(x) | x \in \bigcup_{i=1}^4 K_{t,i}\}, \forall t \in T = \{cc, cs, ec, es\} \quad (5)$$

ここで t : 節の種類, k_t : 節 t の最大節径比, $d_t(x)$: x の節径比, T : 節の種類の集合である。 $\cup$ は和集合を表わす。

以上に得られた k_t を等級毎の許容節径比に照らし, 最も値の大きい等級がその製材の等級となる。すなわち

$$G = \max\{g_t(k_t) | t \in T\} \quad (6)$$

ここで G : 目視等級, $g_t(k_t)$: t の最大節径 k_t に対して等級を返す関数であり, JAS¹⁾ 目視等級のルールは次のように書ける。

$$g_t(k_t) = n | (l_{t,n-1} < k_t \leq l_{t,n}), n = 1, 2, 3 \quad (7)$$

ここで $l_{t,n}$: 等級 n における節の種類が t のときの許容節径比を表わすパラメータで, $l_{t,0} = 0$ とし, 他は JAS¹⁾ 目視等級において Table 1 の値を取る。 $l_{t,3} < k_t$ の場合は等外とされる。 $l_{t,n}$ と表わされるパラメータは, $t = cc, cs, ec, es, n = 1, 2, 3$ の組み合わせにより, 12 個存在する。以降 $l_{t,n}$ と書くときは, これらを総称しているものとする。

Table 1. Values of the limits of knot diameters of JAS¹⁾ visual grading.

Grade	Knot type			
	es ^{a)}	ec ^{b)}	cs ^{c)}	cc ^{d)}
1	0.15	0.20	0.30	0.45
2	0.25	0.40	0.40	0.60
3	0.35	0.50	0.70	0.90

a) edge-single knot.

b) edge-concentrate knot.

c) center-single knot.

d) center-concentrate knot.

なお, 流れ節の節径比の計算方法や 2 材面に心が出現する節の評価方法は, JAS¹⁾ では上記の説明とは別に規定されているが, 今回の試験体では無関係であったので, 説明を省略する。また, 材面割れ, 腐れや平均年輪幅で等外となる規定も存在するが, これらも今回の試験体では無関係であり, JAS¹⁾ 目視等級は節のみの関数であった。なお, 「等級」という用語の混乱を避けるため, 本論では節を数値化した指標を総称して「節指標」, その値を「節指標値」と呼ぶことにする。このようにして得られた JAS¹⁾ 目視等級も節指標である。また, 式 (6) に出てきたような, 節の種類毎に節指標値を返す関数 $g_t(k_t)$ を, 指標関数と呼ぶことにする。

後に説明するように, 本研究では切片付きの重回帰モデルを推定モデルとして, その決定係数が最大となるように焼きなまし法を用いてパラメータを調整するが, JAS¹⁾ の指標関数のような階段関数では, 節指標が全て同じ値となることがある。この場合, 切片項と線形従属になるので, 偏回帰係数が定まらなくなる。これを避けるため, 本研究では指標関数を以下のように修正した。

$$g_t(k_t) = \begin{cases} n-1 + \frac{k_t - l_{t,n-1}}{l_{t,n} - l_{t,n-1}} & | (l_{t,n-1} < k_t \leq l_{t,n}), \\ n=1, 2, 3, & \text{if } k_t \leq l_{t,3} \\ 2 + \frac{k_t - l_{t,2}}{l_{t,3} - l_{t,2}} = 2 + \frac{k_t - l_{t,3} + l_{t,3} - l_{t,2}}{l_{t,3} - l_{t,2}} & \\ 3 + \frac{k_t - l_{t,3}}{l_{t,3} - l_{t,2}}, & \text{if } l_{t,3} < k_t \end{cases} \quad (8)$$

式 (8) は式 (7) の許容節径比の間を線形補間したものであり, JAS¹⁾ 目視等級が 2 級の製材は, 式 (8) では 1 から 2 の間の値を取る。

以上が本研究の節評価モデルであり, 指標関数が連続化されていること, $p_w, p_1, l_{t,n}$ を可変なパラメータとしたことが, JAS¹⁾ 目視等級との差異である。なお, 前報²²⁾ で用いた指標関数は, 0 を通る直線であり, p_w, p_1 はそれぞれ 0.25, 150 mm で固定とされていた。

2.5 強度推定モデル

強度推定モデルは次式に示す, 交互作用のない切片付き重回帰モデルを仮定した。

$$\sigma_{b,i} = \sum_{j=1}^k a_j x_{i,j} + b + e_i \quad (9)$$

ここで $\sigma_{b,i}$: i 番目の試験体の MOR (N/mm²), k : 説明変数の個数, a_j : j 番目の説明変数の回帰係数, $x_{i,j}$: i 番目の試験体の j 番目の説明変数の値, b : 切片項, e_i : i 番目の試験体の残差である。

説明変数は、節指標、MOE、破壊時下面ひずみの3種類とする。これは材料の欠陥、弾性率、および破壊時のひずみが、その強度を決定する主要な因子であることに対応づけられる。このうち破壊時下面ひずみは破壊時に分かるので、MORの推定には役立たないが、MORとの相関が高く、解析には役立つので加えた。破壊時下面ひずみは、次式により求めた。

$$S = \frac{h}{2r} \quad (10)$$

ここで S : 破壊時下面ひずみ, h : 材高 (mm), r : 曲率半径 (mm) であり、次の式より数値計算で求めた。

$$\cos\left(\frac{L}{r}\right) = 1 - \frac{y}{r} \quad (11)$$

ここで L : スパン (mm), y : 破壊時の曲げ変位 (mm) である。

なお、木材の曲げでは、圧縮側が塑性変形を開始すると、中立軸は荷重の増加と共に引張側に移動するが²⁸⁾、式 (10)、式 (11) では破壊時にも中立軸は移動せず、圧縮面、引張面共に弾性変形すると仮定している。しかしながら、木材の曲げ強度を算出する式 (1) は、後者の仮定により導かれる。したがって、式 (10) によって破壊時下面ひずみを計算することは、式 (1) を木材の曲げ強度として扱うことと整合性を持つ。

節指標が説明変数となっている重回帰モデルは K 、同様に MOE は E 、破壊時下面ひずみは S によって表わす。例えば KE は、節指標と MOE を説明変数とした重回帰モデルを表わす。 K にはさらに、次の3種類がある。1つ目は $p_w = 0.25$, $p_l = 150$ mm, l_n には Table 1 の値を用いて式 (7) により計算した節指標であり、これは JAS¹⁾ 目視等級に相当するので J とする。また、これを節指標とした重回帰モデルは、「 $-J$ 」を付加することで表わす。例えば「 $KE-J$ 」は、JAS¹⁾ 目視等級の節指標と MOE を説明変数とした重回帰モデルである。なお、JAS¹⁾ 目視等級における等外の節指標値は、4 と置き換える。2つ目は J と同じパラメータを用い、式 (8) により計算する節指標で、後述するように最適化における初期値であるので、 I (Initial) により表わす。3つ目は、式 (8) を用い、 I の設定を初期値として、これらのパラメータが最適化されたときの節指標であり、 O (Optimized) により表わす。重回帰モデルに関するこれらの表記の方法は、 J の場合と同様である。なお、JAS¹⁾ 目視等級の等級値は、あくまで基準強度を取り決めるために設けられており、必

ずしもそれが MOR と線形回帰できるとは限らない。一方、本論では J を含む節指標は MOR と線形回帰することを仮定しており、その点で値の捉え方には差異がある。

本論では節指標を含んだ重回帰モデルとして K , KE , KES を設定するとともに、比較対象のために E , S , ES を設定した。なお、節指標のうち J および I は、重回帰モデルの種類 (例えば K であるか、 KE であるか) によらず同じなので、任意の試験体について、例えば $K-J$, $KE-J$ および $KES-J$ の節指標値は全て同じである。一方 O では重回帰モデルごとに、その当てはまりが最大となるよう、節評価モデルのパラメータを最適化する。したがって、任意の試験体の $K-O$, $KE-O$ および $KES-O$ の節指標値は、それぞれ異なったものになる。

2.6 パラメータの探索方法

節評価モデルのパラメータを変化させるとき、個々の試験体の節評価値、すなわち重回帰モデルの説明変数の値自体が変化する。一方、重回帰分析では、偏回帰係数は重回帰モデルの決定係数 (R^2) が最大となるよう、最小二乗法によって解析的に決定できる。そこで、式 (12) のように、回帰モデルの決定係数を目的関数とし、節評価モデルのパラメータのみを最適化する変数と見てその最大化を行うことで、決定係数を最大にする節評価モデルのパラメータおよび偏回帰係数が同時に探索できる。

$$\text{maximize } R^2(p_w, p_l, l_n) \quad (12)$$

ただし本研究では、次の制約条件を課した。

$$\begin{aligned} 0 &\leq p_w \leq 0.5 \\ 0 &\leq p_l \leq 500 \\ 0 &\leq l_{n,1} < l_{n,2} < l_{n,3} \leq 2 \end{aligned} \quad (13)$$

ここで p_w が 0.5 のとき材面の全ての範囲が材縁、0 のとき全ての範囲が中央となるので、必然的に上式の制約が課せられる。一方、 p_l (材縁節の集計範囲, mm) の上限は経験的に決定した。また、 l_n は集中節径比が 1 を超えることもあり得ることを考慮し、上限を 2 とした。

ところで p_w が変化すると、式 (3) に従って単独節の属性が変化する。また p_l が変化すると式 (4) に従い、1つの集中節に含まれる要素数そのものが変化する。結果として、式 (5) が返す、種類別の節径比の最大値が不連続的に変化する。また l_n が変化すると、式 (6) の最大値関数が返す値も不連続的に変化する。このように、本論の節評価モデルは式 (3) ~ 式 (6) のルールの影響で非常に不連続的であり、多くの局所最適解を持つ、比較的複雑な最適化問題である。焼きなまし法^{23, 24)} はこのよう

な問題にも適用できる, 金属の焼鈍を模倣した確率的最適化手法である。所与の最適化問題は「エネルギー」を最小化する問題に読み替えられ, 探索は「温度」が高温状態から始まり, 徐々に冷却することによって進行する。1回のステップでは「提案分布」により, 移動する候補の状態が提案される。次に, 元のエネルギーと候補状態のエネルギーの差から, 候補状態に遷移する確率, すなわち「遷移確率」が計算され, ランダムに候補の状態に遷移するか, 現在の状態に留まるかが決定される。高温状態では, 元のエネルギーの状態よりも候補状態のエネルギーの状態の方が高いときも頻繁に遷移が起こり, 広範囲のおおまかな探索を行うが, 温度の低下が進むと高いエネルギー状態への遷移は起こりにくくなり, 周辺の極小状態を探索する。以上のプロセスで最適状態が探索される。

焼きなまし法の適用には, エネルギー関数, 提案分布, 遷移確率, 冷却関数, 初期温度, 終了温度, 温度階数, および総反復回数の決定が必要である。まずエネルギー関数は次式のように定義した。

$$E = \frac{R_{\max}^2 - R_p^2}{R_{\max}^2 - R_{\min}^2} \quad (14)$$

ここで E : エネルギー, R_p^2 : 現在の決定係数, $R_{\max}^2$: 決定係数の暫定最大値, $R_{\min}^2$: 決定係数の暫定最小値である。 R_p^2 が暫定最大値または最小値であるときは, $R_{\max}^2$ または $R_{\min}^2$ を更新した後にエネルギーを計算する。上式は温度パラメータの設定を考慮し, エネルギーは常に0から1の値を取るように定義されている。

また, 提案分布は現在の状態を平均, 変数の値域幅の5%を標準偏差とする正規分布, 遷移確率はボルツマン分布とし, 温度の冷却関数は指数関数に従って, 一定の減少率によって低下するものとした。これらの組み合わせは Boltzmann Quenching²⁹⁾ と呼ばれる, 一般的なものである。初期および終了温度はそれぞれ, 1, 10^{-6} とし, 温度階数は100, 総反復回数は100万回とした。なお, 焼きなまし法は総反復回数を事前に決めて実行する近似解法であり, 大域的最適解が近傍にあっても, 完全に収束することは期待できない。そこで, 焼きなまし法により解を得た後, それを初期解として Nelder-Mead 法³⁰⁾ により最適化を行い, 探索結果とした。Nelder-Mead 法は探索空間 (ここでは節評価モデルのパラメータを軸とした空間) に, その数より大きい端点を持つ単体を考え, その端点における関数の値を基に単体を移動していく方法であり, 勾配の計算が必要ないので, 不連続な関数であっても利用でき, 局

所的な探索に向く。その探索は, 端点における最良解と最悪解における決定係数の差が 10^{-5} 以下となったときに終了とした。

なお, 焼きなまし法を含む確率的最適化手法では, 1回の探索で真の最適解を得られるとは限らない。本報では頑健な結果を得るため, 上記の探索条件で100回の探索を実行し, 最も決定係数が大きいものを探索結果として採用した。

3. 結果と考察

3.1 最適化前の節指標による予測力向上効果

Table 2 に, 全ての回帰モデルによる推定結果を示した。まず, 節指標のパラメータの最適化を行わないときの, 回帰モデルについて述べる。単回帰モデルである E, K-J および K-I の相関の強さについて見てみると, E における MOE の偏相関係数は $p < 10\%$ の水準で, K-J および K-I における節指標の偏相関係数は $p < 5\%$ の水準で有意であった。しかし, E と K-J および K-I の決定係数の間には, 有意差が見られなかった (Meng-Rosenthal-Rubin test, E と K-J: $p = 79.0\%$, E と K-I: $p = 81.0\%$)。K-J と K-I の決定係数はほとんど同程度で, むしろ数値的には後者の方が若干低い。したがって, 指標関数の連続化は相関性の向上には寄与していないと言える。このことは, KE-J と KE-I, KES-J と KES-I についても同様である。また, S の決定係数は E および K-I と比較して大きく, $p < 10\%$ の水準で有意差が見られた (Meng-Rosenthal-Rubin test, S と E: $p = 8.96\%$, S と K-I: $p = 7.98\%$)。

次に, MOE を説明変数とする単回帰モデルに, J および I の節指標を説明変数に加えることで得られる予測力向上効果を見るために, E と KE-J および KE-I を比較すると, 節指標の導入により AIC は若干低下したものの, 残差の標準偏差は 0.2 N/mm^2 程度の減少に留まった。さらに, ES と KES-J および KES-I を比較すると, AIC は節指標の導入により増加した。以上の結果は, J または I を節指標として説明変数に加えても, MOR の予測力の向上にはほとんど寄与しないことを示している。

3.2 最適化による予測力向上とその原因

次に, K-J と K-O, KE-J と KE-O および KES-J と KES-O の AIC を比較すると, それぞれ O の場合に著しい減少が見られる。決定係数を見ると, 単回帰モデルである K-O でも 0.605 , KES-O では 0.813 と非常に高くなった。

K-O, KE-O および KES-O における, 最適化された節評価モデルのパラメータを Table 3 に示し

Table 2. Summary of regression models.

Model ^{a)}	AIC ^{b)}	R^2	Residual error (N/mm ²)			Coefficient ^{f)}			
			Min. ^{c)}	Max. ^{d)}	S.D. ^{e)}	Intercept	Knot	MOE ^{g)}	Strain
E	255.5	0.096	-14.2	13.5	5.55	23.78 **		1.430	
S	241.4	0.365	-11.3	9.8	4.71	25.76 ***			10615.8 ***
ES	229.4	0.552	-12.9	7.2	3.90	4.29		2.035 ***	12091.8 ***
K-J	254.3	0.125	-11.9	12.3	5.46	45.31 ***	-2.719 *		
K-I	254.4	0.122	-12.0	12.1	5.47	43.06 ***	-2.269 *		
K-O	222.4	0.605	-9.0	8.3	3.66	60.96 ***	-12.617 ***		
KE-J	254.7	0.157	-14.2	12.2	5.35	34.67 ***	-2.091	0.912	
KE-I	254.8	0.155	-14.3	12.0	5.36	32.80 ***	-1.736	0.925	
KE-O	219.6	0.649	-6.9	8.1	3.45	32.47 ***	-6.961 ***	1.925 ***	
KES-J	231.2	0.555	-13.0	7.0	3.89	7.31	-0.488	1.900 **	11794.2 ***
KES-I	231.2	0.555	-12.9	7.1	3.89	6.90	-0.412	1.901 **	11799.6 ***
KES-O	196.4	0.813	-7.8	5.2	2.52	17.91 ***	-5.261 ***	2.136 ***	8103.54 ***

a) Model names including “E” adopt MOE as the explanatory variable. Model names including “S” adopt the strain at the undersurface of the test piece at the rupture as the explanatory variable. Model names including “K” adopt knot indices as the explanatory variable. The character following the hyphen of model names including “K” indicates the types of knot indices (“J” indicates the models use the knot index defined in JAS¹⁾ visual grading; “I” indicates the models use the knot index defined in section 2.4, but the parameters are common to the “J” model; and “O” indicates the models use the knot index common to the “I” model, but the parameters are optimized.)

b) Akaike's Information Criterion³¹⁾.

c) Minimum.

d) Maximum.

e) Standard deviation.

f) Significance level: ***: 0.1%, **: 1%, *: 5%, ·: 10%

g) Modulus of elasticity.

Table 3. Optimal parameters of knot assessment models.

Parameter	Model ^{a)}		
	K-O	KE-O	KES-O
p_w ^{b)}	0.453	0.496	0.495
p_l ^{c)}	325.0	380.2	380.0
$l_{es,1}$ ^{d)}	0.285	0.298	0.277
$l_{es,2}$ ^{d)}	0.348	0.427	1.997
$l_{es,3}$ ^{d)}	0.891	0.889	1.998
$l_{ec,1}$ ^{e)}	0.388	0.510	0.511
$l_{ec,2}$ ^{e)}	0.842	0.512	0.511
$l_{ec,3}$ ^{e)}	1.159	2.000	2.000
$l_{cs,1}$ ^{f)}	0.140	0.001	0.029
$l_{cs,2}$ ^{f)}	0.141	0.001	0.146
$l_{cs,3}$ ^{f)}	1.999	0.957	0.613
$l_{cc,1}$ ^{g)}	0.309	0.432	0.296
$l_{cc,2}$ ^{g)}	0.766	0.512	0.512
$l_{cc,3}$ ^{g)}	1.317	0.519	0.520

a) See note a) of Table 2.

b) Ratio between edge and center area.

c) Aggregation length of concentrate knots. Unit: mm.

d) Parameters of the knot index function defined in (8) for edge-single knots.

e) Parameters of the knot index function defined in (8) for edge-concentrate knots.

f) Parameters of the knot index function defined in (8) for center-single knots.

g) Parameters of the knot index function defined in (8) for center-concentrate knots.

Table 4. Number of samples for which knot type determined the grade.

Knot type	Model ^{a)}		
	K-O	KE-O	KES-O
es ^{b)}	1	3	2
ec ^{c)}	10	29	34
cs ^{d)}	26	7	3
cc ^{e)}	3	1	1

a) See note a) of Table 2.

b) edge-single knot.

c) edge-concentrate knot.

d) center-single knot.

e) center-concentrate knot.

た。 p_w はK-Oで0.453、KE-OおよびKES-Oでは0.49以上と、上限の0.5に非常に近くなったが、これは中央の領域がほとんど存在しないことを意味する。 p_l はK-Oで325.0、KE-OおよびKES-Oでは380.0 mm程度と、従来の150 mmよりかなり大きくなった。次に $l_{t,n}$ を見てみると、ecでKE-OとKES-Oがほぼ一致し、esでK-OとKE-Oが、ccでKE-OとKES-Oが比較的近い値を取っているが、その他では重回帰モデル間で異なっており、傾向は明瞭でない。

そこで Table 4 に、どの節の種類の指標値がその試験体の指標値として採用されたか集計した結果を示した。これを見ると、K-O では cs が 26、KE-O および KES-O では ec がそれぞれ 29、34 と大半を占め、少ないものでは 1 や 2 のものが見られる。このことは Table 3 において、各モデル間で l_n の値が大きく異なるものが存在する原因となるほか、モデルの過剰適合を引き起こす。この例として、Fig. 1 に KE-J および KE-O による予測値と実測値の関係を示した。点線は $y=x$ 、すなわち実測値 = 推定値を表す直線であり、この直線より x 軸側にあるものは過大推定である。KE-O は、いずれの種類の指標値がその試験体の指標値として採用されたか、区別して示してある。同一の試験体は MOR が同じなので、同一の高さにある。すなわち KE-J からパラメータを最適化して KE-O を得たとき、それぞれの試験体の推定値の変化（修正量）は、 x 軸方向に沿って平行移動した距離に相当する。ここで図の最も左に位置する、cc の等級値が採用された KE-O のデータに注目すると、その KE-J での推定値は 40 N/mm^2 以上と、かなり高かったことが分かる。しかし KE-O では cc の指標値が採用されたものはこれのみである。その場合、推定値が実測値とほとんど同じになるよう、 l_n が非常に自由に調整できることになる。したがって、Table 2 において節指標が O のものの決定係数は非常に高いが、過剰適合による影響が強く表れているものと考えられる。

3.3 改良モデルにおける最適化とその効果

前述の最適化における問題として、次の 2 点が考えられる。1 つ目は、前述のように最適化された p_w が 0.5 に近く、特に KE-O、KES-O では上述の過剰適合を起こしやすくなることである。2 つ目は、節評価モデルのパラメータが多いうえに最大値関数が多用されているため、各パラメータが実用的な意味を持つ最適化ができていない可能性がある点である。すなわち、ある種類の節径比の指標関数値が他の全種類の節径比の指標関数値より大きくなければ、試験体の節指標値とならないので、その種類の指標関数のパラメータは最適化されにくい。多数の試験体で節指標値とならなかった種類の節径比の指標関数は、多くの試験体の節指標には全く影響を与えないまま、少数の残差の大きい試験体をモデルに適合させるよう最適化できることを可能にしてしまうので、このことは 1 つ目の問題の原因にもなっている。そこで、前述の結果を考慮して、材縁と集中の区別を撤廃し、節の種類を集中節のみを集計対象とするよう、節評価モデルを変更する。この変更

Fig. 1. Scatter plot of estimated and observed MOR using KE-O and KE-J models.

Note: The knot types in the brackets of KE-O models determined the grade.

より、節径比は集中節の 1 種類のみとなる。なお K-O はむしろ単独節が主因となっていたが、節が強度に影響を与える力学的プロセスは全てのモデルで同じであると考えられることから、同様に扱う。

以上の変更を加えた節評価モデルにおいて、パラメータを同様に最適化して算出した節指標を O_c とし、K、KE、KES の各回帰モデルにおいて最適化を行った。なお、 l_n の初期値は ec のものを用いた。その結果を Table 5 に示した。K- O_c の残差の標準偏差は K-O と比較して 0.80 N/mm^2 増加し、KE、KES も同様に増加した。しかしながら、K- O_c と E、K-J、K-I の決定係数の間にはそれぞれ有意な差が見られた (Meng-Rosenthal-Rubin test, K- O_c と E : $p=4.99\%$, K- O_c と K-J : $p=4.53\%$, K- O_c と K-I : $p=3.38\%$)。K-J と K- O_c 、KE-J と KE- O_c 、KES-J と KES- O_c のそれぞれの残差の標準偏差を比較すると、それぞれ後者が 1.00 N/mm^2 , 1.05 N/mm^2 , 0.77 N/mm^2 少ない。また E と KE- O_c の AIC を比較すると、後者の方がかなり低く、この関係は ES と KES- O_c についても同様であった。以上より、この節評価モデルにおいても J に比較して予測力の向上が認められることから、その節評価値を重回帰モデルの説明変数に追加することで、MOR の推定精度の向上に寄与すると考えられる。なお、前報²²⁾における MOE および最適化した節指標を説明変数とした重回帰モデルの決定係数 (0.319) と比較しても、本論の KE- O_c の方が決定係数は大きくなった。

次に、最適化されたパラメータの値を Table 6 に示した。 p_1 はいずれのモデルにおいても 380 mm 程

Table 5. Summary of improved regression models in section 3.3.

Model ^{a)}	AIC ^{b)}	R^2	Residual error			Coefficient ^{f)}			
			Min. ^{c)}	Max. ^{d)}	S.D. ^{e)}	Intercept	Knot	MOE ^{g)}	Strain
K-O _c	238.1	0.415	-10.2	11.3	4.46	49.89 ***	-6.704 ***		
KE-O _c	237.3	0.455	-11.4	9.5	4.30	40.06 ***	-6.345 ***	0.944	
KES-O _c	213.5	0.714	-9.1	4.9	3.12	19.61 **	-4.419 ***	1.566 ***	9641.1 ***

a) The means of K, KE and KES correspond to the type of implied explanatory variables described in note a) of Table 2. O_c indicates that those models use a simplified knot index that eliminates the distinction between center or edge areas and types of single knots.

b) Akaike's Information Criterion³¹⁾.

c) Minimum.

d) Maximum.

e) Standard deviation.

f) Significance level: ***: 0.1%, **: 1%

g) Modulus of elasticity.

Table 6. Optimal parameters of improved knot assessment models.

Parameter	Model ^{a)}		
	K-O _c	KE-O _c	KES-O _c
$p_i^{b)}$	380.9	380.5	380.2
$lc_1^{c)}$	0.511	0.511	0.517
$lc_2^{c)}$	0.511	0.511	0.517
$lc_3^{c)}$	2.000	2.000	2.000

a) See note a) of Table 5.

b) Aggregation length of concentrate knots. Unit: mm.

c) Parameters of the knot index function defined as (8) for concentrate knots.

度となり、 $l_{t,n}$ も全ての重回帰モデルで、ほぼ同程度となった。この最適化された指標関数のパラメータと、Iの指標関数のうちecおよびccのものを、Fig.2に示した。なお、K-O_c、KE-O_cおよびKES-O_cはほぼ重なっている。これを見ると、 $l_{t,n}$ の初期値はecの値を利用したが、最適化された $l_{t,n}$ で描かれる指標関数は、比較的ccのものに近いものとなった。また、 l_{c_1} と l_{c_2} は非常に近い値を取り、その付近を境として不連続的に変化するものとなった。

最後に、JおよびO_cを説明変数として含む重回帰モデルの、推定値と実測値の散布図をFig.3に示した。各図の点線は $y=x$ であり、点から $y=x$ にy軸と平行に引いた直線の長さが、推定値と実測値の差を表わす。まずK-O_cの散布図を見ると、指標関数が不連続であることを反映して、推定値が2群に分かれたが、K-Jと比較して推定値の幅が相対的に広がったために、決定係数が増加したと考えられる。KE-JとKE-O_cを比較すると、推定値の修正量が大きいのは、比較的実測値が大きく過小推定であったものが多い。すなわち、K-O_cで推定値が大

Fig. 2. Relationships between knot diameter ratio and the knot index.

Note: Lines of K-O_c, KE-O_c and KES-O_c models appear to overlap.

きかった群のみが、大きく推定値が修正されている。しかしながら破壊時下面ひずみを加えると、KE-JとKES-Jを比較しても後者の方が推定値の値域が大きくなり、推定値が30.0~45.0 N/mm²の範囲の過大推定はかなり修正されている。一方、KES-Jでは実測値が37.5 N/mm²であるが推定値が50.5 N/mm²となる過大推定が表れた。KES-JとKES-O_cを比較すると、比較的実測値が大きいものの過小推定を修正すると言う傾向はKE-J、KE-O_cの比較と同様であるが、過大推定であった前述の試験体の推定値は46.6 N/mm²となり、大きな過大推定の低減にも寄与した。

前述のように、破壊時下面ひずみはMORと相関の高い因子であるが、K-O_c、KE-O_cおよびKES-O_cの節指標と有意な相関は見られなかった(Spearman's test, $p=59.9\%$: 3種類の節指標の値はほぼ同じのため、 p 値は全て同じ)。すなわち節

Fig. 3. Scatter plots of estimated and observed MOR.

Note: The dashed lines are $y = x$.

指標のパラメータは、節指標と破壊時下面ひずみの相関が高まるように最適化されたのではない。仮に節指標と破壊時下面ひずみに一定程度の相関があれば、KES- O_c では多重共線性を低下させる（節指標と破壊時下面ひずみの相関を下げる）ように節指標のパラメータが最適化され、KE- O_c では逆に、破壊時下面ひずみと節指標の相関が高まるよう最適化されるので、両者のパラメータは大きく異なるはずである。しかし実際には、KE- O_c とKES- O_c における節指標のパラメータはほぼ同じとなった。このことは、本研究における節指標値が破壊時下面ひずみとはほぼ独立であったことに起因している。すなわち、MORが破壊時下面ひずみによって強く支配される場合は、本研究の節指標を用いても、MORの推定精度の向上には限界がある。一方、もし一般に節指標と破壊時下面ひずみが独立であれば、最適化された節指標のパラメータや、それによって得られた推定精度の向上効果は、破壊時下面ひずみに影響を受けず保持できる。すなわち、破壊時下面ひずみの推定方法がない間に節指標の改良を行い、後に破壊時下面ひずみの推定方法が与えられたとしても、節指標の再度の変更を必要としない。しかしながら、力学的には「節が破壊時下面ひずみを低下させる」という関係性が見られる方が自然である。本論では式(10)、式(11)で計算した破壊時下面ひずみが、MORに直接関与する破壊時ひずみの指標と考えて説明変数に用いたが、その適否を含め、このことは今後検討される必要がある。

なお今回の試験では、破壊時下面ひずみはMOE、気乾密度、絶乾密度および含水率とも相関が見られなかった（Spearman's test, MOE: $p=16.9\%$, 気乾密度: $p=98.0\%$, 絶乾密度: $p=81.0\%$, 含水率: $p=47.4\%$ ）。したがって、破壊時下面ひずみを単純な変数との相関で推定することは難しいと思われる。

4. 結 論

本研究では、JAS¹⁾目視等級の節評価モデルの若干の修正とパラメータ最適化により、MORの予測精度を向上させるという方針に立ち、その節指標を説明変数の1つとする重回帰モデルをMORの予測モデルとした。その相関係数が最大となるよう、人工乾燥カラマツ心持ち柱材40本の曲げ破壊試験データを用いて節評価モデルのパラメータの最適化を行ったところ、次の結果を得た。

1. 最適化された p_w は、上限の50%に近く、指標関数のパラメータも重回帰モデル間で変異が大

きかった。このことは節評価モデルのパラメータの過剰適合をもたらしており、節評価モデルの簡略化が必要であった。

2. 材縁と中央の区別がなく、集中節のみを節指標とするモデルでは、重回帰モデル間のパラメータの変異はほぼ見られなかった。その p_1 は380 mm程度とJAS¹⁾目視等級よりかなり大きかった。一方、その指標関数は、JAS¹⁾目視等級の中央集中節径のものに類似していた。
3. EとKE-JおよびKE-Iの比較から、JおよびIの節指標を重回帰モデルの説明変数に追加しても、AICはほとんど増加しなかったが、KE- O_c のAICはEと比較して大きく減少した。またK- O_c の相関係数はK-JおよびK-Iの相関係数と $p<5\%$ で有意な差があり、簡略化された節評価モデルにおいてもJおよびIの節指標と比較してMORの推定に良く寄与する。この節指標は破壊時下面ひずみと有意な相関は見られなかった。

以上の結果は、JAS¹⁾目視等級のパラメータ等を修正し、MOEと組み合わせることでも、MORの予測精度を向上させられる可能性があることを示唆している。ただし、節評価モデルの性質を一因とした過剰適合が考えられ、特定の種類の節径比が節指標を決定づける結果を考慮した、モデルの簡略化が必要であった。このことは試験体数が40本と、節評価モデルのパラメータに対して少なかったことも影響している可能性は否定できない。また、本研究で用いた試験体にはJAS¹⁾目視等級の1級が含まれておらず、最適化されたパラメータの値そのものは、バイアスを含む可能性がある。これらのパラメータは、樹種や乾燥方法による節の影響の程度によっても変化する可能性があるため、今後これらのことは検証される必要がある。

謝 辞

本研究は長野県の「各地域材の強度特性等の把握」の一部として行われた。試験体および強度データは、新たな農林水産政策を推進する実用技術開発事業「安全・安心な乾燥材生産技術の開発」（課題番号：21029 中核機関：石川県農林総合研究センター林業試験場）によるものである。また、信州大学農学部原岳史氏からは、有益なご助言とご指摘をいただいた。関係する皆様に厚く御礼申し上げる。

文 献

- 1) 製材の日本農林規格（最終改正：平成25年6

- 月12日農林水産省告示第1920号). 農林水産省告示第1152号 (2007).
- 2) 祖父江信夫: FFTスペクトルアナライザを用いた木材の過渡的縦振動によるヤング率測定. 木材学会誌 **32**(9), 744-747 (1986).
 - 3) 畑山熾男: 有節材の強度推定に関する研究. 林試研報 **326**, 69-167 (1984).
 - 4) Baño, V., Arriaga, F., Soilán, A., Guaita, M.: Prediction of bending load capacity of timber beams using a finite element method simulation of knots and grain deviation. *Biosyst. Eng.* **109**(4), 241-249 (2011).
 - 5) Baño, V., Arriaga, F., Guaita, M.: Determination of the influence of size and position of knots on load capacity and stress distribution in timber beams of *Pinus sylvestris* using finite element model. *Biosyst. Eng.* **114**(3), 214-222 (2013).
 - 6) 橋爪丈夫: カラマツ平角の実大材強度試験と木材の強度等級区分について. 長野県林総セ技術情報 **71**, 5-7 (1989).
 - 7) 藤原拓哉: 機械等級区分装置の開発. 道総研林産試だより (2001年2月号), 1-3 (2001).
 - 8) 守口 海, 植木達人, 井上 裕: 現在, 枝打ちは林業経営に有利となるか: 長野県素材価格からの考察. 第123回日本森林学会大会講演要旨集, 宇都宮, 2012, Pb107.
 - 9) 吉田孝久, 橋爪丈夫, 藤本登留: カラマツ及びスギ心持ち正角材の高温乾燥特性-高温低湿乾燥条件が乾燥特性に及ぼす影響. 木材工業 **55**(8), 357-362 (2000).
 - 10) 吉田孝久, 橋爪丈夫: カラマツ及びスギ心持ち柱材の高温乾燥特性: 高温低湿乾燥条件が乾燥特性に及ぼす影響と曲げ強度性能. 長野県林総セ研報 **14**, 3-18 (2000).
 - 11) 吉田孝久, 橋爪丈夫, 武田孝志, 徳本守彦, 印出 晃: スギ心持ち無背割り柱材の高温乾燥における高温セット法の割れ防止効果について. 材料 **53**(4), 364-369 (2004).
 - 12) 土橋英亮: 高温セット法におけるカラマツ正角材の乾燥条件と強度との関係. 林産試験場報 **19**(3), 22-26 (2005).
 - 13) 滝本裕美, 松元 浩, 小倉光貴: 県産スギ正角材の曲げ強度性能に及ぼす乾燥条件の影響. 石川県林試研報 **44**, 28-32 (2012).
 - 14) 武田孝志: 高温セット法で乾燥したカラマツ材の静的曲げ靱性. 日本建築学会大会学術講演梗概集, 構造III, 2007, pp.25-26.
 - 15) 暮沼侑士, 村田功二, 中野隆人: 高温セット乾燥法をモデルとした熱処理の破壊じん性値への影響. 材料 **61**(4), 317-322 (2012).
 - 16) Fink, G., Kohler, J.: Model for the prediction of the tensile strength and tensile stiffness of knot clusters within structural timber. *Eur. J. Wood Wood Prod.* **72**(3), 331-341 (2014).
 - 17) Oscarsson, J., Olsson, A., Enquist, B.: Strain fields around knots in Norway spruce specimens exposed to tensile forces. *Wood Sci. Technol.* **46**(4), 593-610 (2012).
 - 18) Xu, P.: Estimating the influence of knots on the local longitudinal stiffness in radiata pine structural timber. *Wood Sci. Technol.* **36**(6), 501-509 (2002).
 - 19) Guindos, P., Guaita, M.: A three-dimensional wood material model to simulate the behavior of wood with any type of knot at the macro-scale. *Wood Sci. Technol.* **47**(3), 585-599 (2013).
 - 20) 橋爪丈夫: 長野県産カラマツ構造材の強度特性に関する研究. 長野県林総セ研報 **13**, 2-101 (1998).
 - 21) Divos, F., Tanaka, T.: Lumber strength estimation by multiple regression. *Holzforschung* **51**(5), 467-471 (1997).
 - 22) 守口 海, 今井 信, 柴田直明, 吉田孝久, 山内仁人: 現行等級区分法の改良による木材強度の予測精度の向上可能性 - 許容節径比に相当するパラメータの最適化 -. 長野県林総セ研報 **28**, 71-79 (2014).
 - 23) Kirkpatrick, S., Gelatt, C.D., Vecchi, M.P.: Optimization by Simulated Annealing. *Science* **220** (4598), 671-680 (1983).
 - 24) Černý, V.: Thermodynamical approach to the traveling salesman problem: An efficient simulation algorithm. *J. Optim. Theory Appl.* **45**(1), 41-51 (1985).
 - 25) 柴田直明, 吉田孝久, 今井 信, 山内仁人, 守口海: 安全・安心な乾燥材生産技術の開発 (III): カラマツ推奨・非推奨乾燥材の強度特性 (1) 試験体の調製. 長野県林総セ研報 **28**, 57-62 (2014).
 - 26) 今井 信, 柴田直明, 吉田孝久, 山内仁人, 守口海: 安全・安心な乾燥材生産技術の開発 (III): カラマツ推奨・非推奨乾燥材の強度特性 (2)

- 曲げ強度性能. 長野県林総セ研報 **28**, 63-67 (2014).
- 27) 構造用木材の強度試験マニュアル (平成23年3月). 日本住宅・木材技術センター, 東京, 2011.
- 28) 増田 稔, 大河平行雄: 木材の曲げにおける寸法効果. 三重大学農学部学術報告 **71**, 61-69 (1985).
- 29) Ingber, L.: Simulated annealing: Practice versus theory. *Math. Comput. Model.* **18**(11), 29-57 (1993).
- 30) Nelder, J.A., Mead, R.: A simplex method for function minimization. *Comput. J.* **7**(4), 308-313 (1965).
- 31) Akaike, H.: Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. Proc. 2nd Int. Symp. Inf. Theory, Tsaghkadzor, Armenia, 1973, pp.267-281.