

信州産カラマツ実大材の強度評価の寸法効果と機械等級区分

武田孝志
信州大学農学部森林科学科

目次

第1章 序論	21	第4章 カラマツラミナの強度性能に及ぼす長さ 方向の材質変動の影響	48
1.1 緒言	21	4.1 カラマツラミナの局所ヤング係数の変動 パターン	48
1.2 既往の研究	24	4.1.1 はじめに	48
第2章 信州産カラマツ正角材の曲げ、圧縮及び 引張強度における5th Percentile 値の推定	28	4.1.2 試験体及び試験方法	48
2.1 はじめに	28	4.1.3 結果	49
2.2 試験体及び試験方法	29	4.1.4 考察	51
2.2.1 試験体	29	4.1.5 まとめ	53
2.2.2 試験方法	29	4.2 カラマツラミナの引張強度分布に及ぼす 長さの影響	54
2.2.3 データ処理の方法	30	4.2.1 はじめに	54
2.3 結果及び考察	30	4.2.2 理論	54
2.3.1 強度分布に対する異なる分布関数の適合	30	4.2.3 実験	55
2.3.2 MOE 区分別強度分布特性	31	4.2.4 結果及び考察	56
2.3.3 強度区分別 MOE	33	4.2.5 まとめ	59
2.4 まとめ	34	4.3 カラマツラミナの引張強度分布に及ぼす 節の影響	60
第3章 カラマツ同一等級構成集成材の強度特性 に及ぼす積層数の影響	34	4.3.1 はじめに	60
3.1 カラマツ同一等級構成集成材の動的ヤン グ係数に及ぼす積層数の影響	34	4.3.2 実験	60
3.1.1 はじめに	34	4.3.3 結果及び考察	60
3.1.2 試験体及び試験方法	34	4.3.4 まとめ	65
3.1.3 結果及び考察	36	4.4 カラマツラミナの引張強度分布における 節による制限の効果	66
3.1.4 まとめ	40	4.4.1 節による制限	66
3.2 カラマツ同一等級構成集成材の縦圧縮強 度に及ぼす積層数の影響	41	4.4.2 節面積比の分布	67
3.2.1 はじめに	41	4.4.3 節制限の引張強度分布に及ぼす影響	68
3.2.2 実験	41	4.4.4 まとめ	69
3.2.3 結果及び考察	42	第5章 総括	69
3.2.4 まとめ	47	謝辞	71
		文献	72
		Summary	78

第1章 序論

1.1 緒言

近年、とりわけ1990年代に入ってから、木質構造をめぐる状況は、まさに激動ともいえる大きな転換期を迎えている。第一に、1995年1月17日午前5時46分頃に発生した兵庫県南部地震（いわゆる「阪神・淡路大震災」）は6000名を超える多くの尊い人命を奪い、住宅、都市機能に甚大な被害を与えたこと

は記憶に新しいところである。この地震によって、高速道路、新幹線の高架橋、鉄筋コンクリート造の高層ビルをはじめとして、極めて広範かつ重大な被害を生じたが、とりわけ多数の死者が木造住宅の倒壊による圧死であったことから、当時、木造に対するごく一般的な評価、あるいは、社会的な信頼性を根幹から揺るがしかねない状況にあったのではない

だろうか。

木造住宅の耐震について有馬¹⁾の総説にあるように、被害の根底にあるのは、

- ①構造計画
- ②材料選択
- ③施工管理
- ④維持管理

の4条件のいずれかの不備、すなわち、これらの4条件への対処がなされていない「古い」、「瓦屋根」、や「在来構法」の住宅が被害を受けたとされている。

これらの4条件はあたかもテーブルの足のようになんらかの配慮が欠けていると耐震性のバランスを失うことになり、また、現在の在来構法を「木質構造」の観点から再検討する必要性も指摘されている²⁾。これまでも構造特性に関しては、例えば、筋違入り軸組の剪断性能と構造解析³⁾⁻⁴⁾、面材張り壁体および塗壁の剪断性能⁵⁾、木質床の振動性状⁶⁾⁻⁸⁾、釘打ち壁パネルの疲労寿命の推定⁹⁾などの研究が行われてきたが、特に、最近、2階建在来軸組構法木造住宅の実大構造実験¹⁰⁾、木造軸組構法による実大住宅の構造実験¹¹⁾、軸組構法住宅の実大振動試験¹²⁾、パネル化在来軸組構法住宅の仮動的応答実験¹³⁾などの実大の構造物についての研究が進められてきているところである。しかし、どのような構造体であったとしても、これらの構造体を構成する各部材の強度特性を明らかにしておくことは望ましいことであろうし、また、木材については、品質などにおいて書類、図書に表せないものが少なくないことから、木材の強度研究においては「表示し得る不均一あるいは欠損評価に基づいた力学」を材料選択の場面に活かしていくことが期待されている¹⁴⁾。木造軸組構法で多用されている正角材等については、製材の日本農林規格を軸に概観すると¹⁵⁾、昭和42年(1967年)に制定された当初は化粧基準中心であり、昭和47年(1972年)に製材の強度基準を付加した改正が行われ、平成3年(1991年)にいたって、使用用途を考慮した強度等級、規定寸法、乾燥規定の明確化を取り込んだ「針葉樹の構造用製材の日本農林規格」(平成3年農林水産省告示第143号)が公布された。この規格では、目視等級区分製材に加えてMOEを基準とした機械等級区分製材が規定されている。これに対応して、翌年、建設省の通達によって(建設省住指発第16号、平成4年1月31日)許容応力度が設定された。従来の目視等級区分に機械等級区分が加わったことなどによって、「木材の等級区分の歴史はきわめて古いが、また、きわめて新し

い問題にもなっている¹⁶⁾といえる。

第二には、建築基準の仕様規定から性能規定への移行が挙げられる。昭和25年(1950年)に制定された建築基準法は木質構造に関しては一般には仕様規定型の建築基準と考えられており、また、ここに規定されている構造計算法は許容応力度設計法であったが、いわゆる性能規定化を骨子とする改正が1998年に行われた。いくつかある性能評価型設計法の一つである限界状態設計法については、すでに鋼構造の分野で、①限界応対設計法、②荷重係数および耐力係数、③確率・統計論による信頼度設計手法、による設計方式を採用した設計基準案¹⁶⁾が作成されている。木質構造における限界状態設計法に関しては、平嶋¹⁷⁾が述べているように、限界状態設計法を確立するために解決すべき問題として、躯体の構造解析、耐火設計、材料強度、接合、限界状態設計法が挙げられているが、材料強度に関しては、解決すべき問題は数多くあると指摘している。ここで挙げられている問題点は、a)地域性、b)強度モデル、c)強度データの蓄積、d)荷重継続期間の影響(いわゆるDOL効果)、e)含水率の影響、f)寸法効果、g)応力の分布形、h)強度等級、i)樹種特性、j)防蟻、防火処理の影響であり、特に、地域性に関連して、木材強度の合理的な評価のために必須のものとして、1)できるだけ狭い地域での材料強度の母集団分布を求め、これに対応した評価を行うことおよび2)MSR(Machine Stress Rating)のような非破壊検査により評価を行うことの2種類の方法が挙げられている。後者の木材の非破壊検査¹⁸⁾については、強度等級区分において目視法と機械法に大別され、機械法には、グレーディングマシンによる機械的応力等級区分、応力波・超音波伝播法、固有振動法、保証荷重試験法が挙げられる。特に、固有振動法は後述するように、実大材の木口面をハンマーで打撃して生じる打撃音をFFT解析してヤング係数を求めるいわゆる縦振動法を適用する研究が増えてきている。また、信頼性設計に移行するということは、構造用材料の供給側としては、強度のバラツキそのものを少なくすること、できるだけ正確に強度の分布を求めること、そして、その情報とデータを設計側に提供することが要求される¹⁹⁾。これまで、建築基準法等によって建築物としての最低限の性能を維持するという役割が機能してきた経緯を鑑みると、直ちに在来軸組構法住宅に用いられる柱材などの個々の部材すべてに対して限界状態設計法に移行する意義と可能性は小さいと思われるが、将来、木材ならびに

木質材料の代替品と同じ基準で性能評価する時代が到来し、これに対する用意は必要であろうと考えられる。

第三には、環境・健康問題が挙げられる。「化石資源から木質資源へ」の新しい価値体系の提案²⁰⁾、エコマテリアルとしての木材^{21)~24)}、居住環境と健康面からの評価²⁵⁾など複眼的な視野が求められており、「木材という人に優しい生物材料の特長は天与のもので、この意味では、「木材はなるべく素材に近い状態で使われることが、そしてその長所を強化し、永続させることが最大の技術課題であるかもしれない。」²⁶⁾という視点にそったものに思われる。

本論文においては、以上に述べたような木質構造を巡る状況の中で信頼性設計移行への基盤ともなりえるテーマとして、古く、かつ、新しい課題である木材の強度分布に関して、カラマツ材 (*Larix kaempferi*, Carriere) を対象として検討を行った。

長野県は、県土の約8割が森林で占められており、林業では木曾谷のヒノキの歴史が古く知名度も高いが、形が南北に細長く、標高差も大きい地理的特徴から生育する樹種も多い。そのなかでも、信州の代表的な景観を構成し、さわやかなイメージを生み出すうえで重要な役割を担っているカラマツは、県内森林面積全体に対して2割以上、人工林面積ではその約6割を占める主要な樹種であり、長野県においては、林業・木材産業の振興の面からも最も重要な樹種である²⁷⁾。

しかし、一般ユーザーからのカラマツに対する評価は、ねじれ・狂いとヤニ滲出の面から低いものであった。構造用材としての評価は、杉山英男著「木構造」(1971年)²⁸⁾の中で、市販木材の強度性能について、「スギ・ヒノキ・マツ」の項に加えて、特に、「カラマツ」の項が設けられている。これから、一部引用すると、「からまつは、斜走木理のものが多く、それが原因で乾燥時に異常収縮が起こりやすく、ねじれを含む狂いが生じやすいこと、木理の旋回性に基づく製材材面の繊維傾斜が大きいことなどのために在来建築界では構造用木材としての使用をためらってきている。

しかし、わが国の人工植栽樹をながめてみると、本州ではすぎが中心であるが、北海道・山梨・長野・東北では、蓄積量からみて、からまつが近い将来有力な造林樹種になるだろうと言われており、好むと好まざるにかかわらずその使用ひん度が増すだろうと予想される。そこで構造用材としてからまつを使用するときの注意を述べておこう。(中略)。心材

部は一般に未成熟であるが、からまつはさらにこの部分の年輪幅が大きい特質をもっている。したがって心去材と心持材では同一樹木から採取したとしても、強度やヤング係数に大差が生ずる。この傾向に注意すべきである。」とあり、四半世紀経た現在においてもこの指摘は妥当である。

今日、大きく進展した技術²⁹⁾としては、初期蒸煮を含む乾燥温度85~95°Cの蒸気式人工乾燥技術とグレーディング・マシンの実用化である。前者の技術による高校体育館用壁板の製品化³⁰⁾、前者と後者の技術により、カラマツドーム(信州博覧会)、プリストレス工法による車道木橋(木曾のかけ橋)、Mウェーブ(長野冬季オリンピック)などにも用いられている構造用集成材の普及が挙げられる。

カラマツは、長野県において最も主要な造林木樹種であり、また、カラマツ林施業が短伐期施業から長伐期施業へ移行している段階であることから、今後、カラマツ材の構造用材としての利用の方向としては、大径材からは12cm正角材以上の断面をもつ心去材としての利用、間伐木からは等級区分した構造用集成材用ラミナとしての利用が増加していくものと思われる。そこで、カラマツ実大材(というより、実際に使われるであろうという意味で製材、ラミナおよび集成材をあわせて実用材とでも称するべきかもしれないが)の強度分布下限域の特性におけるヤング係数の関与について検討することにした。

まず、第2章においては、強度分布の下限域の特性について、曲げ・圧縮・引張強度に対するヤング係数の関与の差異を明らかにするため、信頼性設計における基準強度値である5th-percentile値(5%下限値)を対象として、カラマツ正角材の実験データに基づいて各強度分布間の差異を明らかにした。

第3章では、カラマツ材は、髓から15年輪の範囲と考えられている未成熟材の強度特性が成熟材と比較して劣ることから、これと比較して、断面内の強度特性がより均質な部材を得るために、機械等級区分によるカラマツ同一等級ラミナを用いた集成材を作製した。この同一等級集成材を用いて、集成材を構成する各ラミナの平均的な強度特性を表す指標と考えられている縦振動ヤング係数及び圧縮強度における積層効果について検討を行った。

第4章では、この積層効果と対比させて、最弱リンク理論に基づいて縦引張強度における長さ効果を明らかにするため、ヤング係数の比較的高いラミナと比較的低いラミナを用いて、ラミナ内のヤング係数変動、引張強度下限値における長さ効果、引張強

度に及ぼす節の存在の影響について検討を行った。

1.2 既往の研究

製材強度に関する研究は木質構造の変遷と強く関連しており、杉山³¹⁾の指摘にみられるように、①在来工法としての木構造から各種構造を包括する木質構造への幕開け、②強度特性上の木材と製材の違いに対する認知、③集成材構造の出現による構造計算の出番、④オープン・システムとクローズド・システム並立の木質構造の構造計算体系、⑤集成材と製材の強度の確定、⑥在来木造における構造の不在と脱在来木造の動き、という大きな時代の流れとともにある。以下では、実大材強度の観点から、製材とともに集成材に関する研究について関連する項目別に整理を試みた。

「カラマツの材質」

平井³²⁾は、富士演習林産植採カラマツについて、縦圧縮、全面横圧縮、部分横圧縮、引張、曲げ、割裂、衝撃曲げ、硬さの各試験を行い、基礎材質を明らかにした。大倉ら^{33)~38)}は、木理の回旋性と木材のねじれ・狂いの関係について調査し、回旋成長の二元説を提唱し、カラマツについてはウラジロモミ、トウヒ、ヒメコマツと比較してねじれ狂いが大きいこと、カラマツではねじれ方向とねじれ狂いの方向が一致しない場合があることを明らかにした。加納ら^{39)~40)}は、カラマツの用材品質について立木素材の条件、立地条件の影響を検討し、材面割れ、ねじれ量の面から辺長が12cm以上の四方桁角材が実用上の障害がきわめて少ないこと、平坦地の立木では心持ち材より心去り材の品質が優れ、急傾斜地のものは低品質なので小丸太、パルプ用材としての利用を提唱している。

塩倉ら^{41)~47)}は、カラマツの一連の研究から、仮道管長および平均密度が未成熟材部である15年輪まで増加したのち安定すること、2次壁中層のフィブリル傾角は髓で最も大きく、未成熟材部で減少したのち成熟材部で安定していること、らせん木理傾角は前二者との相関が認められないこと、未成熟材の影響により樹幹内の曲げ特性値のばらつきが大きいこと、未成熟材や節などの欠点を含んでいても木材の曲げ強さを曲げヤング率である程度判定できること、未成熟材部は髓からの距離で示すと5~8cmの範囲であることなどを明らかにした。三上ら^{48)~53)}は、旋回木理の差異が立地条件や林分の生育状況と無関係なことや、早期選抜によるさし木増殖を提唱

した。中川^{54)~55)}は、カラマツ樹幹内における旋回木理の分布とその出現型について検討し、繊維傾斜度の分布が樹冠材と枝下材で異なり、樹齢の経過とともに傾斜の方向が変化する出現型が最も多く(53%)、この場合、S旋回からZ旋回へ移行する樹心からの年輪数が平均10年であること及び各年輪の繊維傾斜度はクローン間に比べてクローン内のそれぞれの個体の変動幅が小さいことを明らかにした。小沢^{56)~61)}は、カラマツの旋回木理の樹幹内変動および樹体間変動、旋回木理に起因する丸太、板および角材の乾燥ねじれについて理論的または実験的に検討し、木理回旋角は直径が増すにつれて減少する傾向がみられることから大径材の生産が望ましいと指摘している。久保ら⁶²⁾は、立地条件の異なる2林地を調査対象として、繊維傾斜度を比較したところ有意差があり、肥大成長が最大に達する時期と繊維傾斜度が最大になる時期が一致するパターンの出現頻度が高くなる傾向がみられることを示した。

森林施業との関連性から、重松は、カラマツ造林木の材質について材質形成⁶³⁾および用材品等^{64)~71)}の面から検討を行い、大径材を志向することが有利であり、カラマツ人工林が放置されると、林分密度が高くなり、下枝が枯れ上がって、成熟材部が栄養不良材になる危険性があることから保育が必要なことを示した。島崎^{72)~73)}は、カラマツ人工林の実践的な間伐方法を提案し、菅原⁷⁴⁾は、カラマツ人工林において、林齢50年を超えても良好な樹高成長を示すこと、林分密度が高くなければ林齢50年以上でも良好な肥大成長を示すことなどを明らかにした。また、武井⁷⁵⁾は、生育環境が大きく異なる長野材と北海道材で同じ年輪幅であれば両者間には強度性能の差異がないこと、カラマツの強度性能やねじれなどの材質向上のためには、成長初期の段階から肥大成長を抑制する施業方法が必要であることを示し、目的とする心材材積率や年輪幅を得るための施業管理モデル図を提示した。

古賀らは、カラマツの木材性質のバラツキについて検討し、未成熟材率が丸太末口横断面内の年輪数から推定できること^{76)~78)}、強度の間伐を行った場合においても晩材部の成長が大きくなることから容積密度数への間伐の影響がみられないこと⁷⁹⁾などを明らかにした。小泉らは、立木樹幹のヤング係数の実用的な測定方法を考案して立木の曲げ試験による材質評価を行い、樹幹ヤング係数の林分内変動が林分間変動より小さいこと、樹幹ヤング係数から針葉樹造林木の暴風に対する抵抗機構を解析し、根系の

耐力は樹種よりも土壌条件の影響を大きく受けることを明らかにした^{80)~86)}。また、小泉らは、カラマツのヤング率の変異において環境との交互作用が小さく、遺伝性が大きいと報告している^{87)~89)}。近年、立木材質の測定方法に関しては、名波ら^{90)~92)}は、応力波伝播速度による立木のみかけのヤング係数の測定方法を提案し、伝播速度による立木の材質評価が可能なことを明らかにした。

「木材の許容応力度」

戦後の木材強度に関する研究は、その主な対象を小試験体から実大材へと移してきたと同時に、当時において比較的新しい材料であった集成材の強度についての研究とともに進展してきた。

集成材については、1957年に農林省林業試験場集成材研究班によるベイマツを中心とした通直集成材の製造およびその材質についての報告⁹³⁾がみられる。集成材の接着層を含む部分と含まない部分とでの材質および強度性能の差異がみとめられないこと、ひき板の圧縮強度による等級区分と曲げ剛性および強度の推定式の提案がなされており、この中で、十分と思われる程度の梁背/スパン比で、かつ、欠点がきわめて少なく、十分慎重に木取りが行われた場合には梁の寸法効果はあまり考えなくてもよいと思われるという記述がみられ、「大形量の梁については試験を実施していないので、ここでは寸法効果一般を論ずる考えはない」とある。その後、岐阜県（スギ材）、島根県（アカマツ材）、広島県（ラワン）⁹⁴⁾で強度性能試験が行われた。当時、山井⁹⁵⁾によって、応力等級区分された欠点材を含む場合の強度特性について検討し、適正な許容応力度値を示す必要性が指摘されている。

我が国における木材の許容応力度については、古くは、東京市長からの依頼により建築学会の作成した東京市建築条例案（大正2年、1913年）の「第3編 材料及結構」の「第6章 強弱計算標準」にみられ⁹⁶⁾、これが発展して、のちに国の法令レベルとして市街地建築物法（大正8年、1919年）で実現されることになる^{97),98)}。昭和12年（1937年）の「建築法規改正の建議（建築学会長佐野利器）」において、東大の森徹は木材の許容応力度は無欠点材の強度に対して安全率を3とするなど、考え方を整理した⁹⁹⁾。後、建築基準法施行令第87条の規定（昭和25年、1950年）に受け継がれる。

構造用製材の許容応力度については、1961年に改訂された建築学会の木構造設計基準において上級構

造材と普通構造材の区分が設けられ、品質については辻井・平井¹⁰⁰⁾が、木材の許容応力度については杉山¹⁰¹⁾によって解説がなされている。前者は、構造用材の節径比、丸身等の品質条件を提示しており、後者は、市販木材の強度性能^{102),103)}に基づく許容応力度の誘導方法を示している。

すでにこの頃、実大材試験に基づく強度性能の把握の必要性が認識されており、平均強度値の3/4倍の値以下の強度をもつ材の出現する危険率という形で強度分布についても検討されている。一方、無欠点小試験体から木材の基準強度を求め各方面の利用に供すること目的とした日本産主要樹種の性質、試験計画¹⁰⁴⁾が1963年に出され、この計画に従って、木材の性質一覧表¹⁰⁵⁾などにまとめられている。よく知られているように、無欠点材の強度から実大材強度に関心が集まるきっかけは、カナダにおいて行われた1970年代に行われた“In-Grade Testing”によってであり、「2つの産物、すなわち木材（wood：無欠点材）と製材（timber：市販木材）は、2つの異なる材料として扱わなければならないし、構造計算目的（engineering purposes）における強度特性を明らかにしようとする場合に両者の違いを見落としてはならない。」¹⁰⁶⁾という思想が我が国にも1980年代になって広がっていった。「無欠点小試験体の強度試験結果から、多くの仮定を重ねて誘導していた各種の許容応力度は、欠点を持つ実大材の強度試験結果をもとに大きく書き直されようとしている時代」⁹⁸⁾を迎え、研究の対象も非破壊検査手法を取り込んだ機械等級区分¹⁰⁷⁾へと転換しつつあった。

「実大材の強度」

中村徳孫¹⁰⁸⁾は、スギ、モミ、ツガ、ヒノキ、クロマツおよびリュウキュウマツのひき板の曲げ試験結果から、ヤング係数を測定することによってひき板の強度等級区分が可能であり、樹種ごとに区分する必要があること、単純支持方式、多点方式および両端固定方式の各グレーディング・マシンによる局部ヤング係数の測定結果から、この中では両端固定方式が優れていることを明らかにし、外観検査により、ひき板を無欠点ひき板、有節ひき板、目切れひき板に区分して、それぞれについての許容応力度誘導式を提案した。

中西ら^{109)~115)}は、市販構造用集成材に用いられるラミナ品質試験とフィンガー・ジョイント・ラミナの強度性能試験から、節径比とヤング係数の組み合わせによるラミナ等級区分を提案した。小野らは、

フィンガー・ジョイント・ラミナの曲げ強度は垂直型のほうが水平型より高いこと¹¹⁶⁾、また、目切れの影響は繊維傾斜の小さいときは曲げ強度の低減は小さいこと¹¹⁷⁾、また、奈良県産カラマツの材質と強度性能の実験から、曲げ強さとヤング係数との間には高い相関関係が認められたが、材質上の欠点（節径比）と強度性能の間には明確な相関が認められなかったと報告している¹¹⁸⁾。

倉田¹¹⁹⁾は、北海道産主要3樹種（エゾマツ、トドマツ、カラマツ）について枠組壁工法構造用製材の品質と強度性能試験を行い、小径材カラマツ材は北米規格の Hem-Tam ではなく、S-P-F 樹種群に相当すると考えた方がよいと報告している。堀江¹²⁰⁾⁻¹²⁵⁾は、構造用フィンガー・ジョイント材の強度性能についての一連の研究を行っている。また、構造計算への応用として、倉田¹²⁶⁾は構造用集成梁について、ラミナの応力等級区分法、集成梁の断面構成と強度推定法、集成梁の許容応力度と断面設計法について検討し、小松¹²⁷⁾はカラマツ釘着ラチス張りの構造計算式の提案を行い、この中で、カラマツ小径材に関する制約条件として、下弦材にできるだけ良い材料を使うこと、ねじり狂い抑制のための木取り、造林カラマツ小径木の信頼性が十分でないことを指摘している。飯島¹²⁸⁾⁻¹³⁰⁾は、シベリア産カラマツの強度性能について、樹種と材質、基準強度、枠組壁工法用製材・縦継ぎ加工材・構造用集成材・構造用 LVL の実大材強度を検討した。高橋¹³¹⁾⁻¹³⁵⁾は、北海道産カラマツのヤング係数と曲げ強度の関係、材質について林分間の差異、未成熟材の範囲と強度性能との関係について検討した。

野原¹³⁶⁾は、スギの集成材ラミナの品等区分と強度性能について検討し、年輪幅、節径比および容積重と曲げヤング係数との相関が低いこと、ラミナの曲げヤング係数から集成材の曲げ強度を非常に高い精度で推定可能であること、節径比を無視して曲げヤング係数のみで品等区分を実施した場合は、相当節径比から曲げ強度を推定することが不可能であることを報告している。山梨県産のカラマツ材については、渡辺¹³⁷⁾によって正角材および平割材についても心去り材は心持ち材より品質が著しく優れていることが確認された。

畑山¹³⁸⁾は、ベイツガ、ベイモミ、スギ、アカマツの節周辺の繊維走向傾斜を節の平均接線径および節の端からの水平距離から求めることのできる実験式を提案し、この実験式とハンキンソン式から有節材の引張、圧縮および曲げ強度を推定した結果、実

験値とかなりよく一致することを確認した。このことから、有節材の強度が、節そのもののほかに、節周辺の繊維走向傾斜が強く関係していることを明らかにした。また、この中に、ASTM で取り入れられている「Form factor は Bohannan が Weibull の weakest link theory を木材はりに導入したものであるが、節のような大きい欠点のある材料にこの理論を適用するのは適当でないと考えられる。」という記述がみられる。

丸山¹³⁹⁾は、ベイマツ材の曲げ強度に及ぼす節の影響について、従来の節径比に引張側からの位置と材長方向の節の幅を加えて断面係数的要素を導入した節断面係数比 KZ を提案した。この中で、縦振動ヤング係数と MOE の相関関係が高いこと、曲げ強度を推定区分するに当たって、目視、特に節径比を用いる方法がかなり有効であることが明らかとなったが、時に危険側の評価をすることがみられ、ヤング係数を用いるストレスグレーディングが推定精度、作業効率からみて有効な方法であると指摘している。

江口¹⁴⁰⁾⁻¹⁴³⁾は、市販構造用製材品、フィンガー・ジョイント材、大断面集成材の曲げ強度等を行い、製材の曲げ強度推定にヤング係数が最も有効であり、大断面集成材の曲げ強度は引張側最外層のフィンガー・ジョイントの引張強度によってほぼ決定されることを明らかにした。海本¹⁴⁴⁾⁻¹⁴⁵⁾は、ベイマツ平角材、スギ・ヒノキの小丸太・タイコ材・正割材、大断面集成材、ヒノキラミナについて、縦振動ヤング係数が静的ヤング係数と同等の曲げ強度推定指標となることを検証した。柳川¹⁴⁶⁾⁻¹⁴⁸⁾は、幅はぎラミナの引張試験等を行い、節の影響、ヤング係数との相関を検討し、ヤング係数と集中節径比を因子とした重回帰分析の結果、高い決定係数（ベイマツ通しラミナ：0.555、スギ通しラミナ：0.475）が得られた。和田¹⁴⁹⁾⁻¹⁵⁰⁾は、縦継ぎラミナの引張試験を行い、スカーフジョイント材をラミナとして用いた場合は FJ 材より高い等級が期待できること、ラミナ等級の高い FJ 材ではフィンガー・ジョイント部で破壊する割合が高いことを報告している。

錦織¹⁵¹⁾⁻¹⁵⁴⁾は、スギ・ヒノキ・アカマツの正角材の曲げ強度について生材状態のヤング係数と曲げ強度間の相関関係等について検証している。吉村、坂田¹⁵⁵⁾⁻¹⁵⁶⁾は、徳島県における流域の異なるスギ平角材の曲げ試験を行い、地域間の強度的な差異がなかったことを報告している。中野・東野¹⁵⁷⁾⁻¹⁶³⁾は、アカマツ板材の乾燥による材質変化とラミナ利

用歩留り、アカマツ間伐材による集成材のおよびアカマツ正角材の曲げ強度性能について実験的研究を行った。

菱田ら¹⁶⁴⁾は、スギ三河材について、丸太段階での縦振動ヤング係数と心持正角材の曲げ強度の関係、丸太段階における区分の有効性、丸太段階における縦振動ヤング係数と縦正角材の生材時と乾燥材のヤング係数の関係について検証した。

池田ら¹⁶⁵⁾⁻¹⁷⁴⁾は、静岡県産スギ材を中心に、ラミナの曲げ・引張強度性能、丸太・立木の材質評価、精英樹の材質とその評価手法など包括的な研究を行った。この中で、ラミナの強度性能保証におけるプルーフ・ローディングの有効性を指摘している。

荒武ら¹⁷⁵⁾は、干割れが心持ち正角材の曲げ強さと曲げヤング係数低減要因になっておらず、むしろ干割れを生じやすい材はこれらの値が高い傾向を示すことから、干割れを生じやすい材の予測指標としては視覚因子よりも、曲げヤング係数が高い推定精度を示すことを明らかにした。

飯島泰男・小泉章夫・岡崎泰男ら¹⁷⁶⁾⁻¹⁷⁹⁾は、秋田県産スギ材の強度特性について、産地、林分、採材位置(丸太番玉)、木取り方法など材の由来を明確な形にして、かつ、膨大な試験体をもって、丸太のヤング率、挽板の強度、丸太と挽き板材質の関係、集成材ひき板の適正配置とヤング係数の推定を明らかにした。また、橋爪¹⁸⁰⁾は、長野県産カラマツ構造材の強度特性に関して、正角材の曲げ強度特性に及ぼす荷重方向の影響、ラミナの選別方法および同一等級構成集成材の曲げ強度性能について一連の実験的研究をおこなった。

「縦振動」

非破壊検査の方法の中で、現在、製材、ラミナおよび集成材等のヤング係数測定において静的曲げヤング係数に代わるものとして最も広く普及している方法はいわゆる「縦振動法」である。以下では、打撃法による「縦振動ヤング係数」を中心に述べる。縦振動法¹⁸¹⁾は、木材の木口面をハンマーなどで打撃して得られる音をマイクで採取して、FFTを用いて周波数解析を行い、これから得られた共振振動数と材長および比重からヤング係数を求める方法である。

打撃法は、曲げ振動¹⁸²⁾にも応用され、ヤング係数と剪断弾性係数の同時計測を行うことができる。また、木材の打撃音分析によるヤング係数と水分変動の評価¹⁸³⁾、周波数分析による丸太区分とその製

品生産工程への応用¹⁸⁴⁾、実大構造用木材のヤング係数予測因子としての縦共振固有振動数¹⁸⁵⁾、積層状態における丸太の高次固有振動数からの製材品MORとMOEの推定¹⁸⁶⁾⁻¹⁸⁸⁾などに応用されている。また、中村ら¹⁸⁹⁾⁻¹⁹⁰⁾は、スギ丸太のヤング係数の地域差および丸太内部の変動の調査及び丸太の等級区分によるラミナおよび縦継ぎラミナの強度分布に関するケース・スタディーに基づいて、丸太段階における等級区分の有用性について検討を行った。

「シミュレーションによる集成材の強度予測」

信頼性設計法への移行を踏まえて、集成材強度予測に関しても確率モデルによる研究が進められている。接着積層木材梁の曲げ強度予測式としては浅野¹⁹¹⁾⁻¹⁹²⁾によるものがあるが、近年では、モンテカルロ・シミュレーションによる強度予測方法に基づく研究が進められ、小松¹⁹³⁾⁻¹⁹⁴⁾は1次の破壊条件式による推定式を提案して、積層数が多くなるに従ってラミナ単独の引張強度からはほぼ正確に大断面集成材の曲げ破壊係数を推定することが可能であることを示した。また、小松は、寸法調整係数について、「この係数は誕生時の付帯条件から離れて形式だけが一人歩きを始め、ダグラスファー以外のすべての樹種にも適用され、更には、本来作為の入らない確率モデルを前提としていたものが、『グレーディングという人為的選別仮定を経たラミナを意図的に再配置した集成材』にも拡大適用されている。確かに、実用上大きな不都合はないようであるが、大断面集成材の曲げ強度計算法に力学的不明朗さを残す結果となっている」¹⁹⁵⁾とあり、大断面集成材の曲げ強度における寸法効果に対しては懐疑的な見解を示している。林ら¹⁹⁶⁾⁻²⁰⁰⁾は、ラミナの曲げ破壊係数の乱数発生法について検討し、5プライ集成材の曲げ強度および引張強度の予測モデルを提案した。また、平嶋²⁰¹⁾は、複合応力破壊条件式(2次式)により、節の間隔を含めた強度・確率モデルを提案した。三橋ら²⁰²⁾は、塑性変形に加え、積層による補強効果を導入した強度モデルを提案した。また、我が国の木質構造に信頼性設計を適用した研究としては、中村²⁰³⁾⁻²⁰⁴⁾による在来軸組工法における構造用製材の信頼性解析があげられる。

「寸法効果と積層効果」

木材強度における寸法効果について、ワイプルの最弱リンク理論を適用した最初の研究は1966年のB. Bohannon²⁰⁵⁾によるとされている。前出の「木

構造」(1971年)²⁸⁾に紹介されているように、曲げ破壊係数とその標準偏差に対しては梁幅の影響はなく、梁背とスパンの関係、すなわち、梁の見つけ面積が関係することを明らかにし、この時の寸法効果パラメータ $1/18$ を実験的に求め、スパン梁背比が一定の場合、強度は梁背の逆数の $1/9$ 乗に比例すること、いわゆる「梁背効果」を提案した。米国の建築基準のNDS (National Design Specification for Wood Construction)²⁶⁾に取り入れられており、12インチ以上の梁背をもつ製材についてこの $1/9$ 乗が適用されている。現在では、寸法係数 (Size factor) は各構造製材等級ごとに、曲げ、縦圧縮、縦引張、剪断および横圧縮の各強度とヤング係数について求められている²⁷⁾。一方、Madsen・Buchanan²⁸⁾は、イン・グレード試験結果に基づいて、fifth-percentile 値と50th-percentile 値で寸法効果が異なることを明らかにし、曲げ強度における寸法効果は「梁背効果」ではなく、等価長さによって表される「長さ効果」を提案した。その後、目視等級区分製材の引張強度における長さ効果などの研究^{29)~214)}や集成材の曲げ強度における幅効果の研究²¹⁵⁾が行われている。我が国においては、無欠点

試験体についての寸法効果の研究²¹⁶⁾がみられるものの、実大材の引張強度の寸法効果に関する研究²¹⁷⁾は少ない。

積層効果については、WolfeeとMoody²¹⁸⁾は、1979年に、垂直積層集成材の曲げ強度において、ヤング係数と曲げ強度の変動係数が積層数 N に対して $1/\sqrt{N}$ 倍になること、信頼性解析に基づく構造安全性解析によって得られた結果は、従来の下限值計算法と一致することおよび下限値推定法から得られた積層部材係数は最上位等級の1.5から最下位等級の2.5の範囲にあり、従来の積層部材係数1.15は極めて安全側となっていることを報告している。我が国における積層効果に関する研究としては、林らによって行われた集成材のヤング係数分布¹⁹⁶⁾、積層材のブロックせん断および曲げ強度に及ぼす積層数の影響²¹⁹⁾、2~4 プライ集成材の圧縮強度²²⁰⁾などが挙げられる。また、橋爪ら²²¹⁾は、カラマツ同一等級構成集成材の曲げ強度について水平積層材の梁背効果が $1/9$ 乗より大きいこと、垂直積層材について上位等級と比較して下位等級においてより積層効果が顕著であると報告した。

第2章 信州産カラマツ正角材の曲げ、圧縮及び引張強度における5th Percentile 値の推定

2.1 はじめに

我が国の建築設計法について、現在、従来の許容応力度設計に加えて限界状態設計法が検討されている段階にあり、平嶋⁷⁷⁾が指摘しているように、木質構造に限界状態設計法を適用するためには、木材強度分布を明らかにする必要がある、これには出処の明らかな木材の母集団分布を求める方法、もしくは、非破壊検査による方法の2つが考えられる。前者に関しては例えばサンプリング方法²²²⁾が検討されており、後者に関しては非破壊検査方法¹⁸³⁾が実用化されてきている。いずれの方法についても、強度下限域の分布の情報から得られる5th percentile 値 (特性値) を精度よく決定する必要があると考えられる。しかし、構造用木材としてカラマツ (*Larix kaempferi* Carriere) 造林木についてみると、材内の材質の変動が大きいことが知られており⁶³⁾⁶⁴⁾、この材質変動に対応するため、構造用集成材用ラミナについては連続送り式グレーディングマシンによる等級区分方法が実用化されてきている²²³⁾、カラマツ正角材の強度分布について十分検討されてきたとはいえない。

そこで本報告では、カラマツ正角材の曲げ、圧縮及び引張強度における特性値の推定方法について検討を行った。まず、各強度分布特性についてパラメトリック法²²⁴⁾により検討を行った。木材強度データの統計処理における分布関数のフィットについてはいくつかの方法が知られている²²⁵⁾、ここでは、データ処理の簡便性を重視して、正規分布、対数正規分布、2パラメータワイブル分布 (2P ワイブル分布) を仮定して、その各分布関数から得られた特性値とノン・パラメトリック法による特性値の比較を行った。2P ワイブル分布については、全データにフィットした場合と R. O. Foschi ら²²⁶⁾が示している下限域15%のデータをフィットした場合の2種類とした。後者の方法は、我が国の木質構造に関して、在来軸組構法²⁰³⁾及び枠組壁工法²²⁷⁾の信頼性解析に適用が試みられている。次に、MOE で区分した各強度分布の比較を行った。

本報告で使用したデータは、研究途上に急逝された故重松頼生信州大学農学部教授が中心となって進められていたプロジェクトの成果²²⁸⁾によっており、また、供試材の産地の名称は重松⁶³⁾の用法にならっ

Table 2.1 Outlines of stands.

Stands	National forests	Elevations (m)	Stand Ages	Trees	Averages		
					Heights (m)	D. B. H. s (cm)	Clear lengths (m)
A	Usuda	1,200	65	7	26.1	43.3	12.4
B	Ina	1,600	50	7	26.0	39.1	13.3
C	Usuda	1,455	55	10	21.7	36.6	7.6
D	Ina	1,500	42	10	19.7	37.2	8.5
E	Komagane	1,090	44	10	23.7	32.2	11.4
F	Suwa	1,500	40	15	22.7	34.8	11.7
G	Ina	1,850	75	13	18.2	31.2	6.3

Legend: D. B. H.: Diameter Breast Height.

て長野県ではなく、信州を使用した。

2.2 試験体及び試験方法

2.2.1 試験体

供試木を得た林分の位置を Fig.2.1に示す。林分は全て長野営林局管内の国有林で、伊那営林署管内3箇所、駒ヶ根営林署管内1箇所、諏訪営林署管内1箇所、白田営林署管内2箇所の計7箇所である。林分及び供試木の概要を Table 2.1に示す。各林分の樹齢の範囲は40年から75年にわたっており、供試木の樹高の平均値の範囲は18.2mから26.1m、胸高直径の平均値の範囲は31.2cmから43.3cm、枝下高の平均値の範囲は6.3mから13.3mである。各供試木は、伐採後現地で長さ3.2mに玉切りした後、丸太下部から樹幹解析等の調査用の円板を採取し、最終的に長さ3.05mの丸太を得た。製材方法は、断面寸法12cm×12cmの正角材を丸太末口径により、4丁取り、3丁取り、2丁取り、1丁取りした。この試験体は用材の品等区分試験⁶⁴⁾に供された後、信州大学農学部において長期間屋内で保管されていた。このため、強度試験時の試験体は気乾状態であり、含水率の平均値は13.1%、標準偏差は0.97%であったので、含水率による強度値の補正は行わなかった。

これらの正角材の曲げ試験用と引張試験用の仕分けは、4丁取りの場合は曲げ、引張各2本ずつ、3丁取りの場合は曲げ2本、引張1本、2丁取りの場合は曲げ、引張各1本、1丁取りの場合は番玉の下側から曲げ、引張の順に行った。従って、曲げ試験体と引張試験体は原則として互いに側面方向に対応しており、1丁取りの場合のみ、それらは長さ方向に対応している。

以下で述べる曲げ試験終了後に、曲げ試験体の非破壊部から圧縮試験体を得た。試験体の断面寸法は12cm×12cm、長さは54cmで細長比17の短柱とした。曲げ破壊形態によって一部圧縮試験体を得られな

Nagano Prefecture

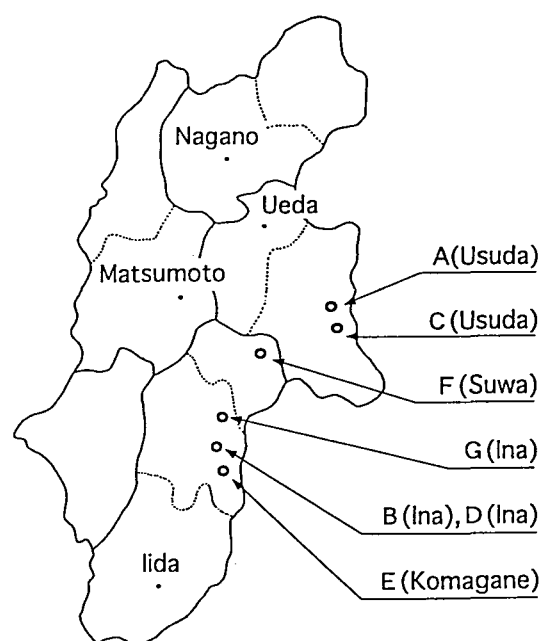


Fig.2.1. Locations of sample stands in Shinshu (Nagano Prefecture).

かったものがあった。

2.2.2 試験方法

2.2.2.1 曲げ試験

実大曲げ破壊試験は、スパン270cm、3等分点荷重により行った。スパン/梁背比は22.5である。荷重方向は、心持ち材の場合は背割りのある面を圧縮側としてその他は柁目荷重とした。試験機はTCM-30000 [ミネベア製容量294kN (30tonf)] を用い、クロスヘッド速度は5mm/minとした。曲げヤング係数(MOE)と曲げ強度(MOR)は次式から求めた。

$$MOE = 23 L^3 \Delta P / 108 bh^3 \Delta y \quad \dots (2.1)$$

$$MOR = P_b L / bh^2 \quad \dots (2.2)$$

ここで、Lはスパン長さ、bは幅、hは梁背、ΔP

は比例域内における上限荷重と下限荷重の差, Δy は ΔP に対応するスパン中央たわみ量, P_b は最大荷重である。

2.2.2.2 圧縮試験

実大縦圧縮試験は, 細長比17の短柱試験を行った。試験機は, 油圧型の圧縮試験機 {最大容量9800kN (100 tonf)} を用い, 破壊に到るまでの時間が約3分から4分程度になるように荷重速度を設定した。圧縮強度 (σ_c) は次式から求めた。

$$\sigma_c = P_c / A \quad \dots\dots (2.3)$$

ここで, P_c は最大圧縮荷重, A は断面積である。

2.2.2.3 引張試験

縦引張試験は, チャック間距離200cmで行った。試験機は, 長さ50cmの引張チャックを持つ横型材料試験機 {最大容量9800kN (100tonf)} を用いた。引張強度 (σ_t) は次式から求めた。

$$\sigma_t = P_t / A \quad \dots\dots (2.4)$$

ここで, P_t は最大引張荷重, A は断面積である。

2.2.3 データ処理の方法

曲げ試験体と圧縮試験体は同一の正角材から得ていることから, 各試験体の MOE , MOR 及び σ_c のデータは1対1に対応している。しかし, 圧縮試験体は曲げ破壊試験終了後に非破壊部から採取したため, 破壊形態により圧縮試験体が得られなかったものがあつた。この場合は試験データから除いたため, 曲げ及び圧縮試験体数は287体となった。

引張試験体数は264体であり, 原則として同一の番玉の曲げ試験体の MOE を σ_t と対応させ, 1丁取りの場合のみ樹幹内の位置で下側に隣接する番玉の曲げ試験体の MOE を σ_t と対応させた。

以下で使用する $f_{0.05}$, $f_{0.95}$ は, ノン・パラメトリック法²²⁴⁾による推定値 (the sample nonparametric percent point estimate: NPE) であり, それぞれ $k=0.05$, 0.95 の時の値で, 計算は次式によつた。

$$NPE = [k(n+1) - (j-1)] [x_j - x_{j-1}] + x_{j-1} \quad \dots\dots (2.5)$$

ここで, k はパーセントイル値, n は試験体数, x_j は昇べき順に並べたときの j 番目のデータ, j は $j/(n+1) \geq k$ を満たす最小の自然数である。後述の各分布関数ごとの特性値も同様に求めた。

正規分布と対数正規分布は最尤法によつて分布関数のパラメータを求め, 2P ワイブル分布については, (2.6) 式を (2.7) 式に変換して最小2乗法によりパラメータ α と η を求めた。

$$F(x) = 1 - \exp[-(x/\eta)^\alpha] \quad \dots\dots (2.6)$$

$$\ln(x) = 1/\alpha \cdot \ln[-\ln(1-F(x))] + \ln(\eta) \quad \dots\dots (2.7)$$

ここで, x は強度, $F(x)$ は累積分布関数であり, 定数 α は形状パラメータ, 定数 η は尺度パラメータである。

2.3 結果及び考察

2.3.1 強度分布に対する異なる分布関数の適合

曲げ, 圧縮及び引張強度データに正規分布 (N), 対数正規分布 (LN) 及び2P ワイブル分布をフィットして曲げ, 圧縮及び引張強度分布特性の比較を試みた。

2P ワイブル分布については, 前述のとおり, 全データをフィットした場合 (W) と下限15%をフィットした場合 (W-15) の2種類について検討した。

この4種類の分布関数を MOR , σ_c , σ_t の実験データにフィットした結果をそれぞれ Fig.2.2~4 に示す。 MOR について全体的にみると W-15 は実験データと比較して左側にシフトしているのに対してその他はほぼ実験データにフィットしている。W-15の分布は σ_c では MOR と同様に実験データの左側にシフトしているのに対して, σ_t では逆に右側にシフトした。KS 検定¹³⁾の結果によると, Table 2.2に示すとおり, MOR , σ_c , σ_t の強度分布にいずれも LN が最も近い分布形を示した。

以上に示したように, W-15以外は強度分布全体にわたってほぼ一致することが認められた。しかし, 特性値の推定に当たっては, 強度分布下側の裾の形状をよく表す分布関数が望ましいと考えられることから, 各分布関数から得られた特性値とノン・パラメトリック法による $f_{0.05}$ の比較を行った。Fig.2.5 に示すとおり, MOR の $f_{0.05}$ は, LN と W-15 では NPE とほぼ等しく, W と N では NPE より小さい値を示した。 σ_c ではいずれも NPE とほぼ等しく, σ_t では, LN と W-15 は NPE より若干低く, N と W はさらに低い。また, 下限域15%を対象とした KS (Kolmogorov-Sminov) 検定によると, Table 2.2に示すとおり, MOR と σ_t は W-15, σ_c は LN が実験データともっとも近い結果になった。

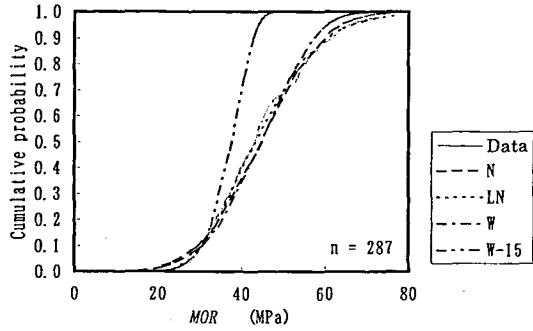


Fig.2.2. Various functions fit to MOR.
 Legend: N: normal distribution, LN: log-normal distribution, W: 2P-Weibull fits to 100% data, W-15: 2P-Weibull fits to 15% data.

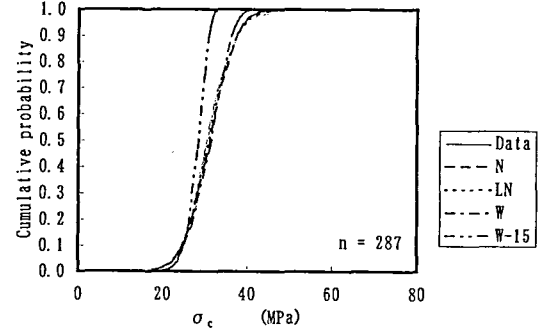


Fig.2.3. Various functions fit to σ_c .
 Legend: see Fig.2.2.

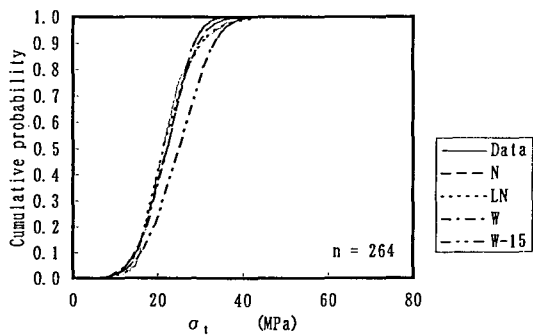


Fig.2.4. Various functions fit to σ_t .
 Legend: see Fig.2.2.

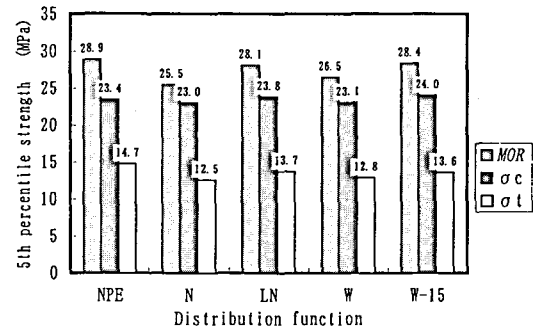


Fig.2.5. The fifth percentile estimates.
 Legend: NPE: the fifth percentile estimates. Others: see Fig.2.2.

Table 2.2 Results of K-S tests.

Strengths	Ranges	Fitted distribution functions			
		N	LN	W	W-15
MOR	100%	0.071	0.055	0.085	0.415
	Lower 15%	0.045	0.020	0.033	0.012
σ_c	100%	0.070	0.039	0.107	0.375
	Lower 15%	0.030	0.018	0.026	0.044
σ_t	100%	0.075	0.043	0.078	0.269
	Lower 15%	0.060	0.043	0.051	0.039

Note: K-S tests are Kolmogorov-Smirnov tests.
 N, LN, W, W-15: see Fig.2.2
 Limits at significant levels:
 MOR, σ_c ; $D_n(0.01, 287) = 0.097$, σ_t ; $D_n(0.01, 264) = 0.100$

2.3.2 MOE 区分別強度分布特性

2.3.1では、全試験体を1つのグループとして、MOR, σ_c および σ_t の強度分布を検討したが、MOEによって区分した場合、各区分ごとの強度分布特性が異なる可能性がある。そこで、MOEによって試験体を上位、中位、下位の3つに区分して、MOR, σ_c および σ_t の分布特性について検討を行った。

2.3.2.1 MOE による区分方法

各試験体において曲げ試験から得られるMOEの値はその材の平均的な材質を表していることから¹⁹⁶⁾、MOE分布は中心極限定理からほぼ正規分布に従うと考えられる。そこで、本研究で用いたデータに正規分布をフィットさせると、Fig.2.6(a)に示すとおり、実験データと正規分布関数とはほぼ一致し、また、KS検定から有意水準 $\alpha = 0.01$ で妥当と考えられた。MOE分布を正規分布とみなして、以下に示すように、下位、中位、上位の3つに区分した{Fig.2.6(b)}。

- 下位: $MOE < m - s$ ($MOE < 7.90\text{GPa.}$)
- 中位: $m - s \leq MOE < m + s$
 $(7.90\text{GPa} \leq MOE < 10.98\text{GPa.})$
- 上位: $MOE \geq m + s$ ($MOE \geq 10.98\text{GPa.}$)

ここで、mは平均値、sは標準偏差である。

2.3.2.2 MOE 区分別強度分布

Fig.2.7にMOE区分別MOR分布を示す。図から明らかなように、中位のMORは強度下限域では下位と近く、強度上限域になるに従って上位に近づく傾向がみられた。これに対して、 σ_c では、

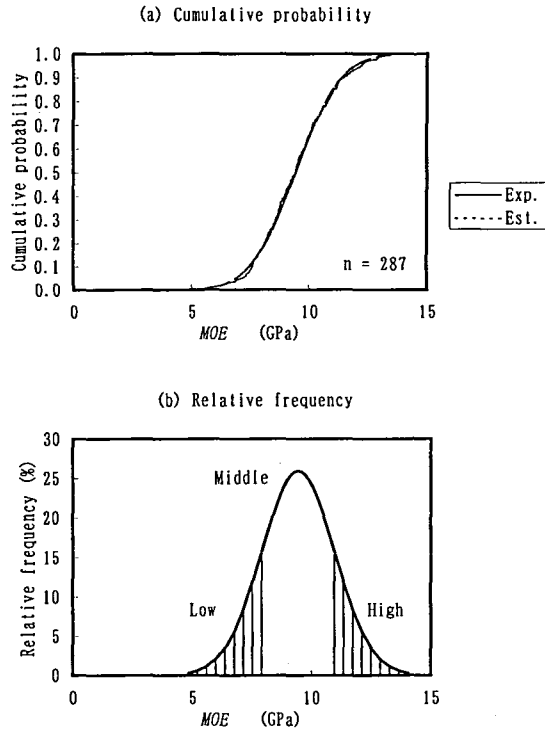


Fig.2.6. Normal distribution fits to MOE.
Notes: Exp.: experimental data.
Est.: estimated by normal distribution.

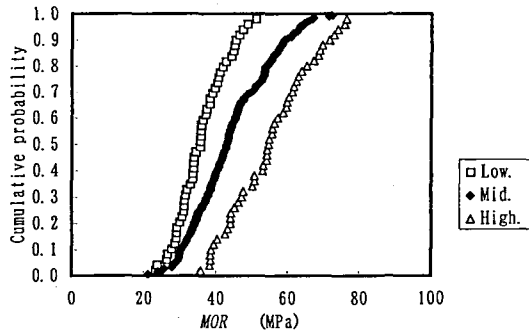


Fig.2.7. Distribution of MORs.
Legend: Low.: MOE < 7.90GPa.
Mid.: 7.90GPa ≤ MOE < 10.98GPa.
High.: MOE ≥ 10.98GPa.

Fig.2.8に示すとおり、中位の分布は下限域をのぞくとほぼ下位と上位の中間に位置している。 σ_c では、Fig.2.9に示すとおり、強度下限域では、下位、中位、上位ともほぼ重なっている。 MOE 区別強度分布の強度分布において、 σ_c は、 MOR 及び σ_t と異なる傾向を示した。

2.3.2.3 MOE 区別特性値

MOE 区別の MOR 、 σ_c および σ_t の $f_{0.05}$ を Fig.2.10(a)に、中位の $f_{0.05}$ に対する比で表したものを Fig.2.10(b)に示す。 MOR では、中位と下位の差と比較して、上位と中位の差が大きく、 σ_c では、

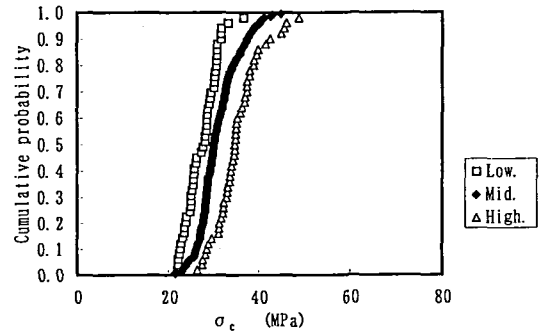


Fig.2.8. Distribution of σ_c .
Legend: see Fig.2.7.

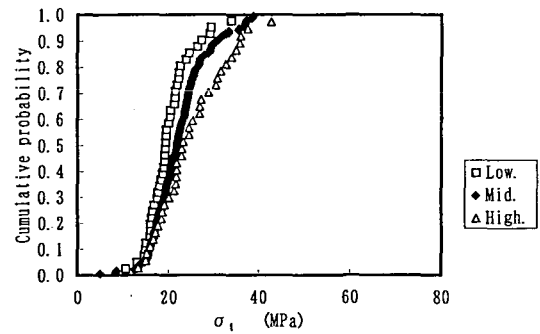


Fig.2.9. Distribution of σ_t .
Legend: see Fig.2.7.

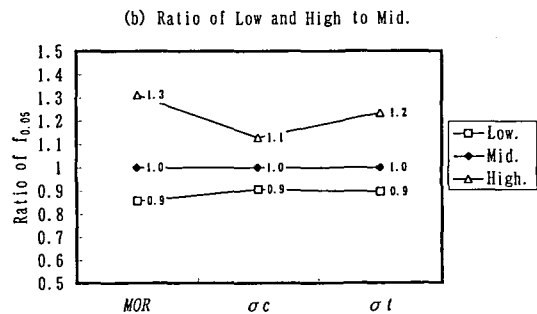
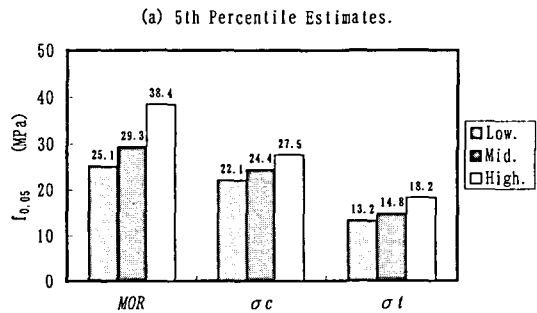


Fig.2.10. The fifth percentile estimates classified by MOEs.
Legend: $f_{0.05}$: the sample nonparametric fifth percentile estimates.

中位と下位の差はほぼ上位と中位の差に等しく、 σ_t では、 MOR と同様に、中位と下位の差は上位と中

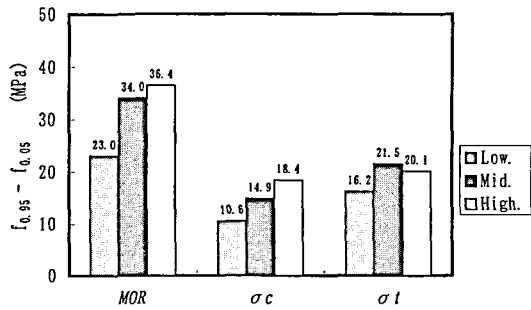


Fig.2.11. Range of strength distributions classified by MOEs.

Legend: $f_{0.05}$: the sample nonparametric fifth percentile estimates.
 $f_{0.95}$: the sample nonparametric ninety-fifth percentile estimates.

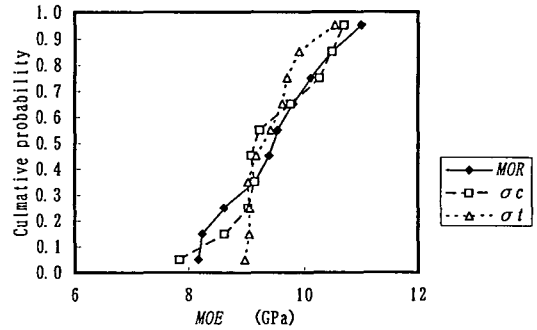


Fig.2.12. Distribution of MOE classified by strengths.

Table 2.3 Means and standard deviations of MOE classified by strengths.

Classified by	MOR		σ_c		σ_t	
	Means (GPa)	SDs (GPa)	Means (GPa)	SDs (GPa)	Means (GPa)	SDs (GPa)
1	8.13	1.07	7.92	1.30	8.88	1.43
2	8.93	1.37	9.16	1.18	9.06	1.49
3	9.88	1.31	9.81	1.41	9.60	1.31
4	10.90	1.22	10.69	1.43	10.26	1.20

Legend: SDs: standard deviations. Class 1: $p < 0.15$, Class 2: $0.15 \leq p < 0.5$, Class 3: $0.5 \leq p < 0.85$, Class 4: $p \geq 0.85$, p : cumulative probabilities.

位の差より小さい。特に、 σ_t の中位と下位の差は、1.5MPaと小さい。

MOE 区分別の強度分布範囲を比較するため、 $f_{0.95}$ と $f_{0.05}$ の差を求めた。

Fig.2.11に示すとおり、 σ_t の分布範囲は、下位、中位、上位の差が小さく、 σ_c では、中位と下位の差は上位と中位の差にほぼ等しくなった。MORでは、上位と中位の差は、中位と下位の差よりかなり小さく、Fig.2.10(a)に示したように、上位の $f_{0.05}$ が高くなっていることと対応している。MORおよび σ_t の分布を σ_c の分布と比較すると、MOE 区分の影響が異なっていると考えられる。

2.3.3 強度区分別 MOE

2.3.1に示したように、MOR および σ_t については強度下限域15%に含まれるデータに2パラメータ・ワイブル分布をフィットさせた場合、 σ_c では全データに対数正規分布をフィットさせた場合にノン・パラメトリック法から求めた $f_{0.05}$ に近い値が得られた。すなわち、強度分布を構成する各強度データにおいてMOR および σ_t の強度下限域を構成する強度データの属性と全データの属性とが異なる可能性がある。これは、2.3.2に示したように、強度分

布をMOE 区分別で比較すると下位、中位、上位の相対的な関係が、MOR、 σ_c 、 σ_t で異なる傾向を示すためと考えられる。そこで、強度データの属性としてMOEをみると、MOEと強度の関係がMOEの全領域において単調増加の関係にあるとすれば、強度区分別のMOEの分布は元のMOE分布と同様の傾向を示すと考えられ、逆に、強度区分別MOEから強度下限域と上限域の差異を明らかにすることができると考えられる。

そこで、曲げ、圧縮、引張強度分布特性の差異について検討するため、各強度区分に対応するMOEの分布を求めた。まず、各強度値を昇べき順に並び替えて、各強度値に対応するMOEを求め、次に累積確率で0.1ごとに区切られた強度区分ごとの平均MOEを求め、この平均MOEの移動平均値を求めた。

この結果をFig.2.12のプロットで示した。図にみられるように、 σ_c は正規分布に近く、KS検定では有意水準 $\alpha = 0.01$ において妥当であったのに対して、MORでは累積確率が0.15程度まで平均MOEは一定であり、 σ_t では0.5程度まで一定となった。このことから、強度区分を累積確率の境界を0.15、0.5、0.85とした4クラスの強度区分に従った各ク

ラスごとの *MOE* の平均値と標準偏差を求めた。Table 2.3 に示すとおり、*MOR* と σ_c は強度区分のクラスが上位になるに従って平均値が増加するが、*MOR* ではクラス1の標準偏差は他のクラスと比較して小さい。 σ_c では、クラス1と2の平均値と標準偏差はほぼ等しくなった。すなわち、*MOR* では下限域15%に含まれる強度データ、 σ_c では下側50%に含まれる強度データを一つのグループとして扱うことが妥当と考えられる。

2.3.1の結果と組み合わせると、強度データにフィットさせる分布関数として、 σ_c については対数正規分布を全データにフィットした場合が妥当と考えられる。一方、*MOR* と σ_c は2Pワイブル分布が妥当と考えられ、この時、*MOR* は下側15%程度、 σ_c は下側半分のデータに対してフィットさせた場合に特性値の推定精度が高くなる可能性は高いと考えられる。

2.4 まとめ

信州産カラマツ正角材の強度分布特性について、

曲げ、圧縮、引張強度の特性値推定のために用いる分布関数による差異の検討を行った。圧縮強度の特性値については、正規分布、対数正規分布、全データにフィットさせた2Pワイブル分布、下限域15%データにフィットさせた2Pワイブル分布のいずれもノン・パラメトリック法から求めた特性値とほぼ等しくなったが、曲げ強度及び引張強度では対数正規分布と下限域15%データにフィットさせた2Pワイブル分布の場合がノン・パラメトリック法から求めた特性値に近い値を示した。

次に、*MOE* 区分別の強度分布を求めた。曲げ強度と引張強度の *MOE* 区分ごとの強度分布は圧縮強度と異なる傾向を示した。

以上の結果及び強度区分別 *MOE* 分布の形状から、カラマツの特性値推定に当たっては、圧縮強度には全データに対数正規分布、曲げ強度及び引張強度については、曲げの場合は下限域15%データ、引張の場合は、下側50%データに2Pワイブル分布をフィットさせれば推定精度が向上する可能性が示唆された。

第3章 カラマツ同一等級構成集成材の強度特性に及ぼす積層数の影響

3.1 カラマツ同一等級構成集成材の動的ヤング係数に及ぼす積層数の影響

3.1.1 はじめに

構造用集成材の日本農林規格²³⁰⁾において、集成材の等級区分は曲げヤング係数と曲げ強さの組み合わせによっていることから、曲げヤング係数は製品段階での品質管理において有用な指標と考えられる。しかし、静的曲げ試験を行って曲げヤング係数を求める方法は、特に集成材の断面が大きい場合、負荷する荷重を相当に大きくする必要があり、生産現場において不適當である。そこで、実用性から検討に値するのは、材に微小な振動を発生させ、この周波数分析から動的ヤング係数を測定する方法¹⁸¹⁾である。

この動的ヤング係数測定法にはいくつかの方法があり、最近広く普及しているのは木材の木口面を打撃した時に発生する打音をFFTスペクトル・アナライザーを用いて周波数分析を行い、これによって得られる共振周波数から縦振動ヤング係数を測定する方法である。しかし、本手法によって求められる値は平均的なヤング係数を評価している¹⁸³⁾と考えられ、異等級構成の集成材のように積層方向にヤング係数の異なったラミナを配置した材料の曲げヤング係数を測定する方法としては妥当性を欠いている。

一方、材にたわみ振動を発生させてヤング係数を測定する方法もあり、この場合は、異等級構成集成材に対しても適用性は高いことが予測される。

そこで両法の差異に着目して、本報告では、比較的断面内のヤング係数分布のばらつきが小さいと考えられる同一等級ラミナ構成集成材（水平積層材と垂直積層材）を用いて、静的ヤング係数 (E_s) を基準とした場合の縦振動及びたわみ振動による動的ヤング係数の関係について検討した。

さらに、 E_s と動的ヤング係数の関係に及ぼす積層数の影響を明らかにするため、ラミナ内のヤング係数分布による簡単なシミュレーションを行い、実験結果と比較した。

3.1.2 試験体及び試験方法

3.1.2.1 試験体

試験に用いた集成材は、橋爪らによって既に報告されているように²²¹⁾、カラマツ (*Larix kaempferi* Carriere) 同一等級ラミナで構成された集成材であり、その概要をTable 3.1に示す。ここで1層はラミナ材を表している。

試験体のタイプを製造方法の概要とあわせてFig.3.1に示す。試験体のタイプは、水平積層材

Table 3.1 Dimensions of specimens.

Type	Ply	N	Widths cm	Heights cm	Lengths cm
H	1	20	15.0	2.4	360
	2	20	15.0	4.8	360
	3	20	15.0	7.2	360
	5	20	15.0	12.0	360
	8	18	15.0	19.2	450
	12	18	15.0	28.8	650
V	1	20	2.4	15.0	360
	2	20	4.8	15.0	360
	3	20	7.2	15.0	360
	5	20	12.0	15.0	360
	8	20	19.2	15.0	360

H-type: Horizontally laminated glulam.

V-type: Vertically laminated glulam.

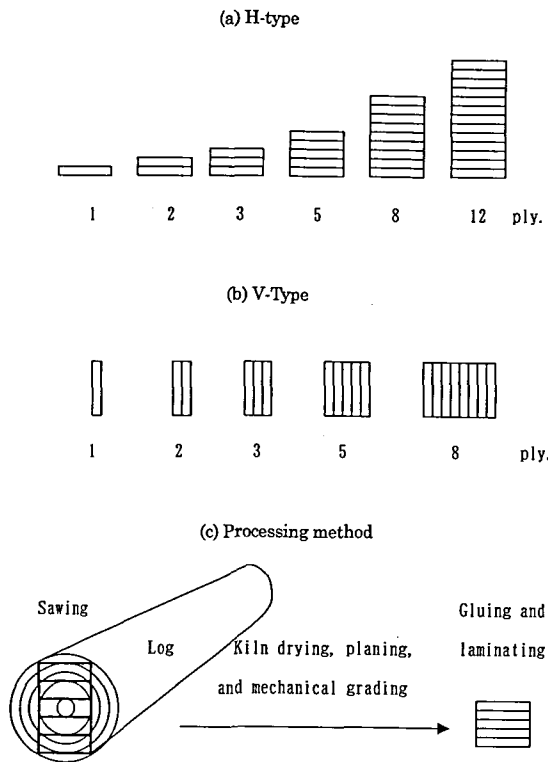


Fig.3.1. Types of specimens.

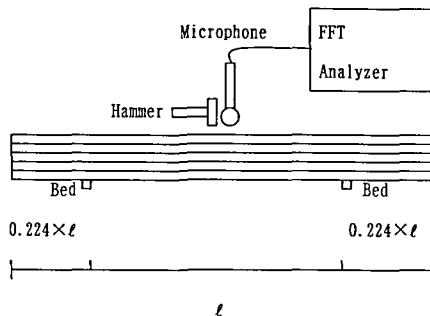


Fig.3.2. Schematic diagram of measuring dynamic MOE.

Note: dynamic MOE by flexural vibration.

(H) と垂直積層材 (V) の 2 種類で、構成ラミナの等級は L60, L70, L100 及び L110 の 4 種類である。各種類ごとの試験体数は 5 体であるが、水平積層材の 8 層と 12 層の L60 はそれぞれ 3 体である。

3.1.2.2 試験方法

(a) 振動試験

動的ヤング係数の測定は、プラスチック製ハンマーで試験体を打撃し、この打撃音を FFT スペクトル・アナライザーで周波数解析を行い、縦振動及びたわみ振動それぞれの 1 次モードの共振周波数から求めた。

縦振動ヤング係数 (E_l) は、常法¹⁸⁾により試験体中央部をクッション材で支持した状態で木口面を打撃し、全ての試験体について (3.1) 式から計算した。

$$E_l = (2fl)^2 \cdot \rho \dots\dots (3.1)$$

ここで、 f は共振周波数、 l は試験体の長さ、 ρ は比重である。

たわみ振動は、Fig.3.2に示すとおり、試験体両端からの距離が試験体長さの0.224倍となる2箇所（1次振動モードの節点）で支持して、両端自由条件²³⁾により行った。

たわみ振動法によるヤング係数は、(3.2) 式に示す両端自由支持条件における矩形断面棒の振動方程式¹⁸⁾から計算した。以下では、たわみ振動ヤング係数で積層面が水平方向のものを E_h 、垂直方向のものを E_v とし、両者ともすべての試験体について求めた。

$$E_h, E_v = \frac{4\pi^2 l^4 \rho f^2}{m^4 i^2} \dots\dots (3.2)$$

$$m^4 = 500.6, \quad i^2 = h^2/12$$

ここで、 f は共振周波数、 l は試験体の長さ、 ρ は密度、 h は高さである。

なお、せん断の影響は (3.3) 式の Goens 式補正項である

$$T = 1 + i^2 l^2 F_1(m) + i^2 s E l^2 G F_2(m) - 4 \pi^2 \rho i^2 f_s^2 F_1(m) = 49.48, \quad F_2(m) = 12.30, \quad i^2 = h^2 / 12 \dots\dots (3.3)$$

で与えられるが、 $E/G=16$, $s=1.17^{182)}$ と仮定して実験結果を代入して概算すると、H 試験体 5 層で $T=1.025$ 程度であったので、ここではせん断の影響を考慮しないものとした。

(b) 静的曲げ試験

次に、集成材の静的曲げ試験²²¹⁾を行った。全ての試験体においてスパン/梁背比を21として3等分点4点荷重条件により行い、静的曲げヤング係数 E_s は全スパンにおけるたわみと荷重の関係から求めた。スパン/梁背比を一定としたことから、 E_s に及ぼすせん断の影響は一定と考えられるので E_s の補正は行わなかった。

(c) ラミナの JIS 曲げ試験

ラミナの幅方向の MOE 分布を調べるため、集成材の曲げ試験終了後、1層 V 試験体すなわちラミナ単体の非破壊部から長さ45cmのラミナを採取した。

縦振動法によりこのラミナの動的ヤング係数を求めた後、幅方向に5つに切断した。この試験片の縦振動法によるヤング係数を求めた後、JIS の曲げ試験方法²³²⁾に準じて静的曲げ破壊試験を行った。

3.1.3 結果及び考察

3.1.3.1 静的ヤング係数と動的ヤング係数の関係

集成材の積層方向別に静的ヤング係数と動的ヤング係数の測定結果を Fig.3.3に示す。両者とも積層

数に対してほぼ一定の傾向を示した。

次に、動的ヤング係数に対する静的ヤング係数の一次回帰分析結果を Table 3.2に示す。表に示すとおり、いずれについても強い相関関係がみられた。また、H 試験体は、 E_s に対する E_h の相関は高く、 E_v がもっとも低く、 E_h は E_s とほぼ等しい値、 E_i は E_s と比較して若干高めの値を示す傾向がみられる。V 試験体は、 E_v と E_s の相関は高く、 E_h がもっとも相関が低い。

静的ヤング係数と動的ヤング係数の相関係数はいずれも0.95以上の値を示していることから、同一等級構成集成材の製品段階におけるヤング係数測定に対して、縦振動法及びたわみ振動法両者とも適用性は高いと考えられる。

但し、静的曲げ試験の加力方向とたわみ振動の振幅の方向が一致した場合に静的ヤング係数と動的ヤング係数の相関は最も高くなっており、両者の値はほぼ等しい値を示す傾向がみられた。

次に、縦振動ヤング係数とたわみ振動ヤング係数の関係を Fig.3.4に示す。

図から明らかのように、縦振動とたわみ振動のヤング係数の関係はほぼ直線関係になった。 E_h 及び E_v に対する E_i の一次回帰直線を求めた結果を以下に示す。

なお、 N は試験体数、 SE は標準誤差、 r は相関係数である。

$$E_h = 0.95 E_i + 0.21 \quad (N=216, SE=0.45, r=0.975)$$

$$E_v = 1.02 E_i + 0.36 \quad (N=216, S=0.44, r=0.979)$$

E_h と比較して E_v は高い値を示す傾向にあり、 E_v の回帰直線の傾きは E_h と比較して大きい。

3.1.3.2 積層数の動的ヤング係数に及ぼす影響

以上に示したとおり、静的ヤング係数と動的ヤン

Table 3.2 Regression lines of dynamic MOE on static MOE.

Type	N	Regression Line (GPa)	SE (GPa)	r
H	116	$E_i = 1.10 E_s + 0.19$	0.51	0.97
		$E_h = 1.09 E_s + 0.01$	0.44	0.98
		$E_v = 1.13 E_s + 0.50$	0.68	0.95
V	100	$E_i = 1.00 E_s + 0.23$	0.42	0.98
		$E_h = 0.95 E_s + 0.42$	0.54	0.96
		$E_v = 1.00 E_s + 0.25$	0.22	0.99

Note: E_s : static MOE, E_i, E_h, E_v : dynamic MOE.
 E_i was measured by longitudinal vibration.
 E_h and E_v were measured by flexural vibration.
 E_h : horizontal, E_v : vertical.
 SE : Standard errors, r : Correlation coefficients.

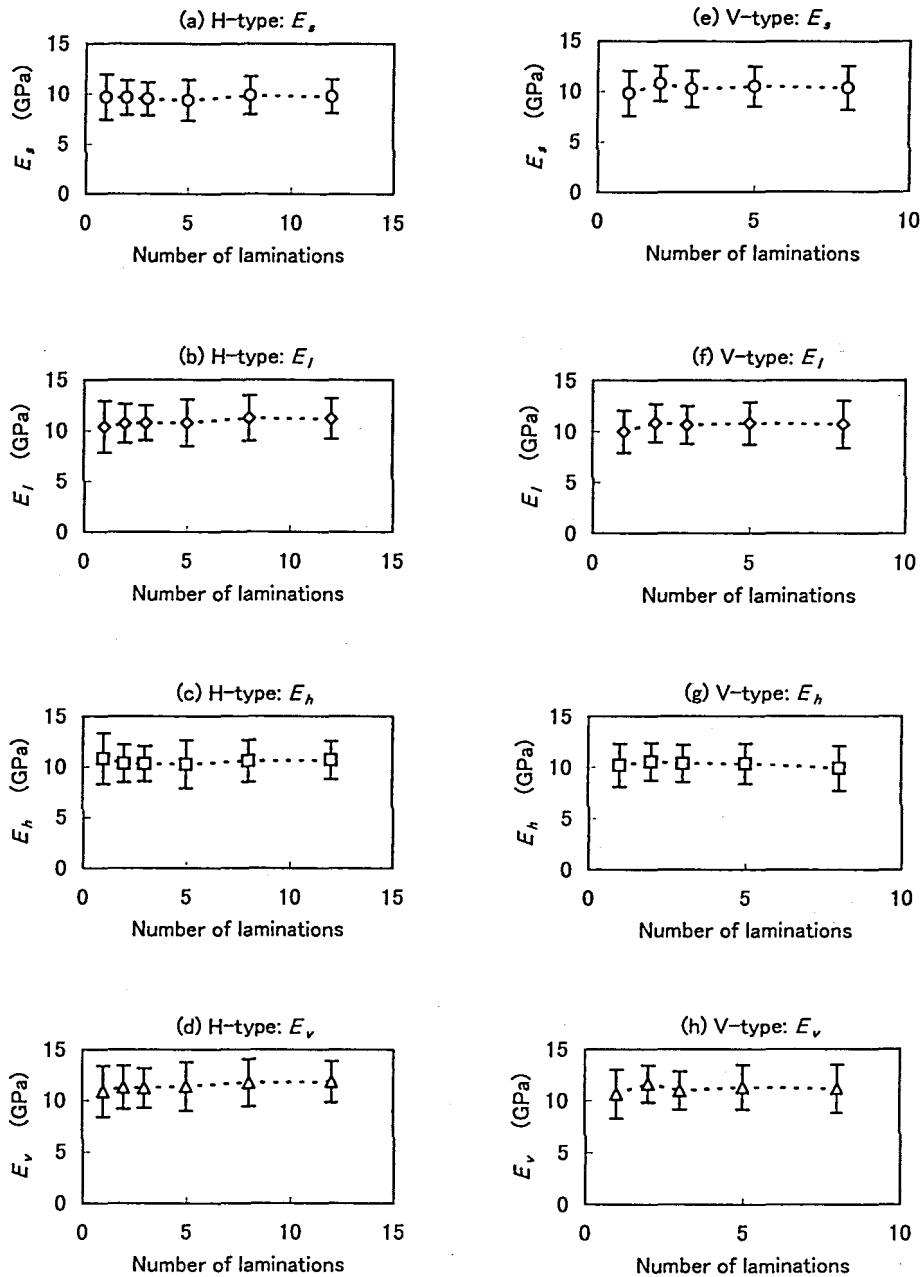


Fig.3.3. Results of measurement of static and dynamic MOE.
 Note: E_s was static MOE, E_i , E_h and E_v were dynamic MOE.
 E_i was measured by longitudinal vibration.
 E_h and E_v were measured by flexural vibration.
 E_h ; horizontal, E_v ; vertical.

グ係数はほぼ比例関係にあることから、各試験体ごとの E_s に対する動的ヤング係数の比を用いて、両者の関係における H 試験体と V 試験体の差異を比較して積層数の E_d に及ぼす影響について検討を行った。

積層数別の E_i/E_s , E_h/E_s 及び E_v/E_s の平均値を Fig.3.5 に示す。

図に示すとおり、H 試験体は、 E_i と E_v は積層数が多くなると増加する傾向がみられるのに対して、 E_h ではほぼ一定の値を示す傾向がみられる。逆に、

V 試験体は、 E_i と E_v はほぼ一定の値を示す傾向がみられるのに対して、 E_h は減少傾向がみられる。また、 E_i と E_v を比較すると、いずれの積層数においても E_v の方が E_i より高い値を示した。

E_i/E_s , E_h/E_s 及び E_v/E_s の変動係数 (COV) と積層数の関係を Fig.3.6 に示す。H 試験体では、 E_v の変動係数が最も高く、積層数の増加に伴い大きく減少している。V 試験体では E_v は最も低い値を示しており、 E_h が最も高い値を示している。

従って、積層数の影響が小さく、 E_s に対する変動

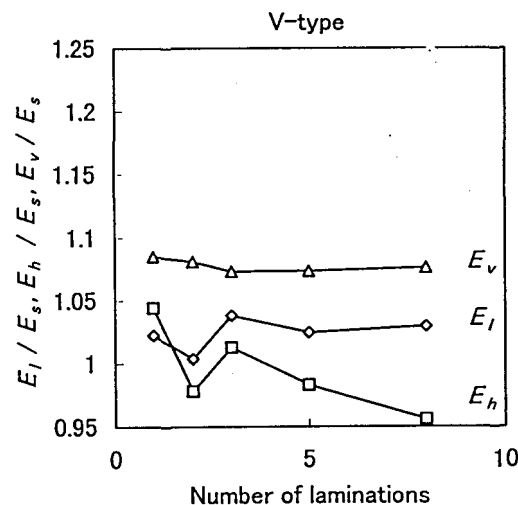
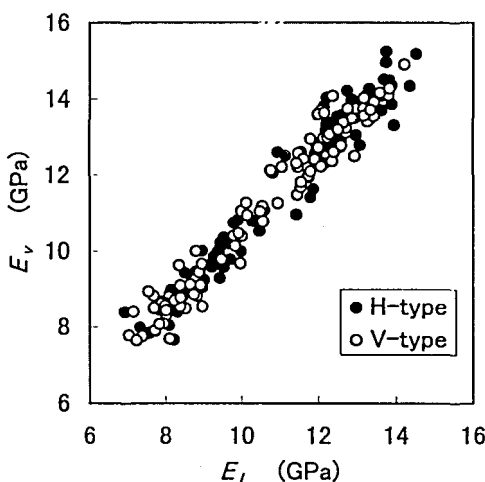
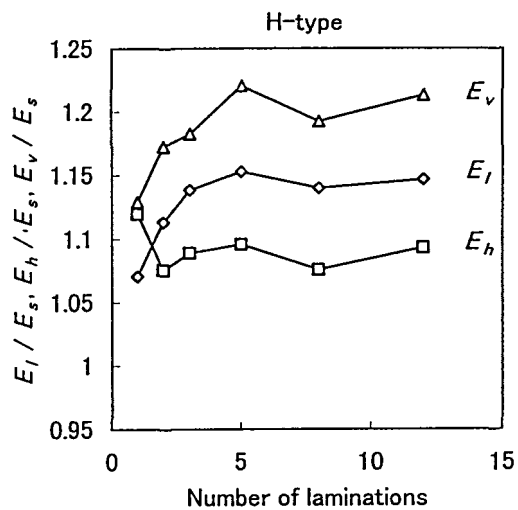
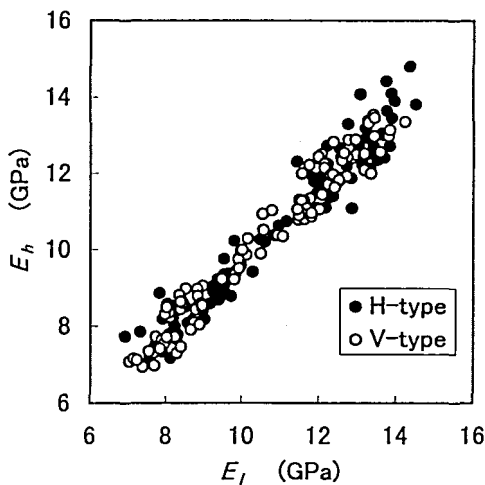


Fig.3.4. Relationship between E_l, E_h and E_v .

Fig.3.5. Effect of lamination on dynamic MOE.

係数が小さいことから、H 試験体では E_h が、V 試験体では E_v が E_s の推定に当たっての誤差が小さいと考えられる。

次に、 E_l に対する E_h 及び E_v の関係に及ぼす積層数の影響を Fig.3.7 に示す。

図に示すとおり、積層数が増加するに従って E_h/E_l は減少するのに対して、 E_v/E_l はほぼ一定の値を示した。

3.1.3.3 ラミナ内 MOE 分布の動的 MOE に及ぼす影響

(a) ラミナの幅方向の MOE 分布

ラミナの幅方向の位置別の縦振動試験結果を Fig.3.8 に示す。図中の E_l 比は、ラミナの幅方向の切断前の E_l に対する各位置別の E_l の比であり、図ではラミナ等級別の平均値を示している。図から明

らかなように、ラミナ幅方向の MOE 分布は中央部が低く、材端部が高い傾向がみられた。また、Fig.3.9 に示すとおり、 E_s 及び MOR についても E_l と同様の傾向がみられた。この傾向は、カラマツにおいて、特に人工造林木に由来する場合、ひき板の中心部分に未成熟材が含まれる可能性が高くなることによると考えられる。

ここで、 E_l と E_v は比例関係にあると仮定して、この比を用いて等価断面法により E_l に対する E_v の比を求めた。なお、 E_l は断面のヤング係数の平均値とした。 E_l と E_v は次式に示す関係にあると考えられる。

$$E_v = 1.05E_l \quad \dots\dots (3.4)$$

この E_v/E_l の値は、Fig.3.7 に示した試験結果とほぼ等しい値になった。

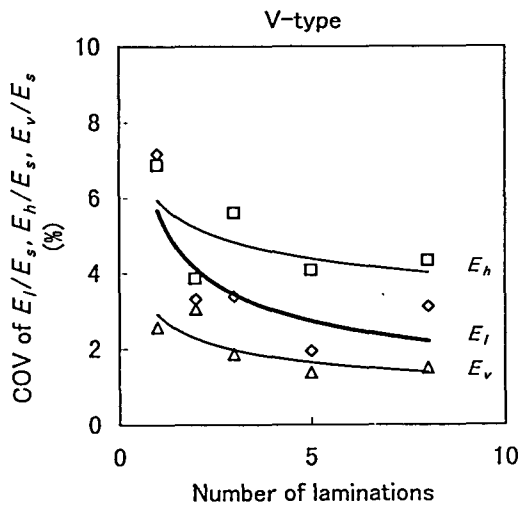
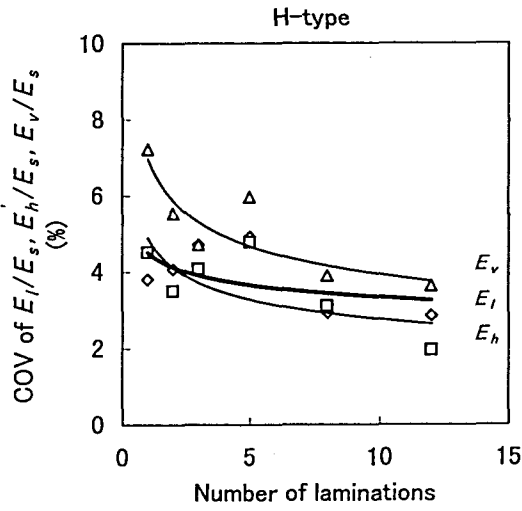


Fig.3.6. Coefficient of variation of the ratio of dynamic MOE to static MOE.

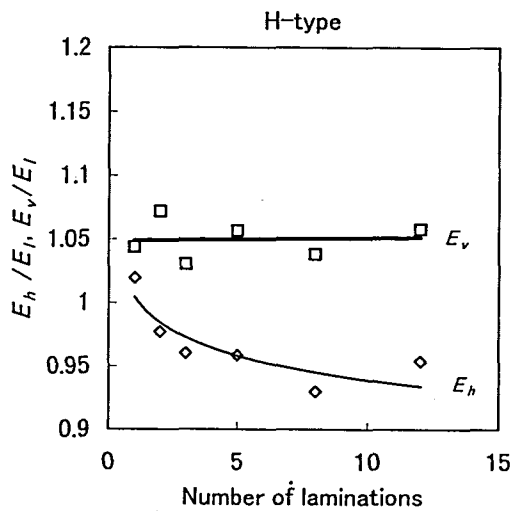


Fig.3.7. Effects of lamination on E_h and E_v .

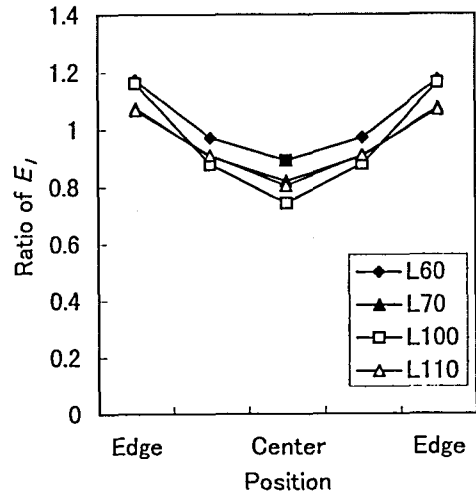


Fig.3.8. Distribution of the ratio of E_l in the width direction.

Note: ratio of E_l was ratio of E_l of a part of the lamina in the width direction to E_l of the whole lamina.

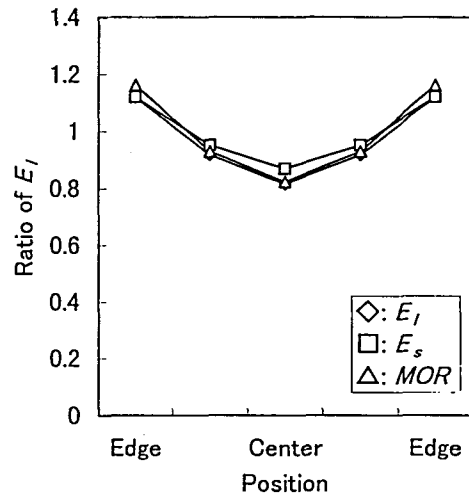


Fig.3.9. Distribution of the ratio of E_l , E_s and MOR in the width direction.

Note: E_s and MOR similarly, see Fig. 3.8.

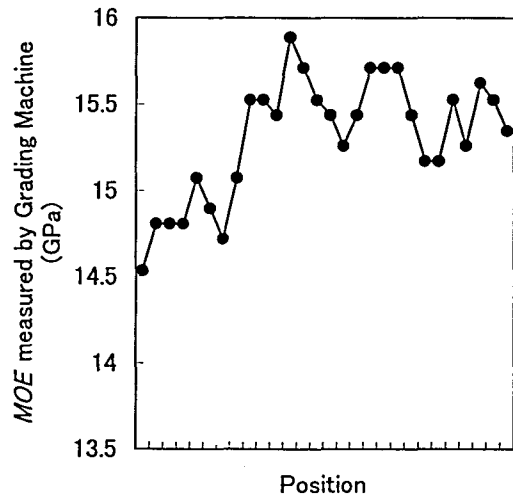


Fig.3.10. An example of the variation of MOE in the lengthwise direction.

(b) ラミナの長さ方向の MOE 分布

ラミナの長さ方向の MOE 分布について Fig. 3.10 に連続測定式グレーディングマシンにより測定された MOE の一例を示す。この MOE はラミナ両端 80cm を除き、5.6cm ピッチで測定されたものである。図から明らかなようにラミナ内の長さ方向の MOE 変動は大きく、このことにより、ラミナ内の MOE の最低値と平均値の差が大きくなっている²²⁾と考えられる。

(c) 動的 MOE の推定

構造用集成材の性能予測について、飯島ら²²³⁾は原木の E_l を用いてシミュレーションを行っているが、ここでは、同一等級ラミナ構成集成材の静的ヤング係数と動的ヤング係数の関係に及ぼす積層数の影響についてラミナ内 MOE 分布を用いて推定を試みた。

H 試験体において、Fig. 3.5 に示したとおり、 E_h/E_s は積層数の影響が小さいこと、また、 E_s はスパン/梁背の比を一定にして測定を行ったことにより E_s に対するせん断の影響は一定であることから、Fig. 3.7 に示した E_h/E_l に対する積層数の影響は、積層数が増加すると E_l が増加するためと考えられる。

MOE のシミュレーションは、林¹⁹⁶⁾が行ったように垂直積層試験体では各層の MOE の単純平均、水平積層試験体では等価断面法による方法が通常であるが、以下に示すとおり、ラミナ内の MOE 分布を用いた単純なシミュレーションを E_l と E_h を対象として積層数別に行った。

シミュレーションには、グレーディングマシンによって測定された MOE の長さ方向の変動パターン (Fig. 3.10) を 10 パターン用いた。(3.5) 式に示すように、乱数を用いて各ラミナの E_{MIN} を L100 に相当する 9.81GPa から 10.79GPa の範囲に分散させ、また、長さ方向のヤング係数の変動パターンの選択は乱数によって行った。このようにして、各ラミナの長さ方向に MOE を配置させた後、各積層数別に $N=500$ の集成材を仮想的に製作した。

$$E(i, j) = E_a(j) + 9.81 - \min(E_a(j)) + RND \cdot 0.98 \quad \dots (3.5)$$

ここで、 i は第 i 層、 j は長さ方向の位置を表し、 $E(i, j)$ はラミナの第 i 層、位置 j のヤング係数、 $E_a(j)$ は乱数によって選んだ長さ方向のヤング係数変動パターンの位置 j のヤング係数を表し、 $\min(E_a(j))$ は $E_a(j)$ の最小値、 RND は 0 から 1

の範囲の一樣乱数を表す。

次に、長さ方向の位置ごとに断面内の最大の MOE を選択して、これを長さ方向に調和平均を求めて集成材の E_l とし、これに対する配置した MOE の単純平均値の比を求め、この積層数別の平均値を k_i (i : 積層数) とした。なお、積層数別の E_h/E_l の平均値を求めることを目的として以上の方法によったが、その分布に関してより詳細に把握するためには、集成材内部の密度分布、たわみ振動におけるせん断と回転の影響、また、ラミナ内の長さ方向の MOE の変化傾向及び周期性が考慮すべき点として挙げられる。

以上のシミュレーション結果から、この k_i を用いて E_l と E_h の関係を次式のように仮定した。

$$E_h = k_i E_l \quad \dots (3.6)$$

但し、5 層以上のものについては積層数の影響が小さくなることから、8 層と 12 層の k_i に 5 層の値を用いた。

また、 E_s は、H 試験体では E_h と、V 試験体では E_o が一定の比率にあると仮定して、この比を 1.07 とし、 E_o と E_l の関係は (3.4) 式によった。

静的ヤング係数に対する動的ヤング係数の比の推定値を試験結果と併せて Fig. 3.11 に示す。図に示すとおり、H 試験体では、 E_l/E_s の推定値は積層数が増加すると増加し、V 試験体では、 E_h/E_s の推定値は逆に減少する傾向がみられ、試験結果とはほぼ同様の傾向を示した。また、H 試験体の E_h 及び V 試験体の E_o は積層数の影響が小さいのに対して、H 試験体の E_l に対する積層数の影響はラミナ内の長さ方向の MOE 分布に起因している可能性が示唆された。

3.1.4 まとめ

比較的断面内のヤング係数のばらつきが小さいと考えられる同一等級ラミナ構成集成材の動的ヤング係数は、縦振動法及びたわみ振動法の両者とも静的ヤング係数と相関が高く、特に、静的曲げ試験の加力方向とたわみ振動の振幅方向が一致した場合に最も強い相関を示した。

動的ヤング係数に及ぼす積層数の影響は、静的ヤング係数に対する動的ヤング係数の比でみると、縦振動ヤング係数は水平積層材では積層数の影響は顕著であるのに対して垂直積層材では小さく、たわみ振動ヤング係数は静的曲げ試験の加力方向とたわみ振動の振幅方向が一致した場合に積層数の影響が小

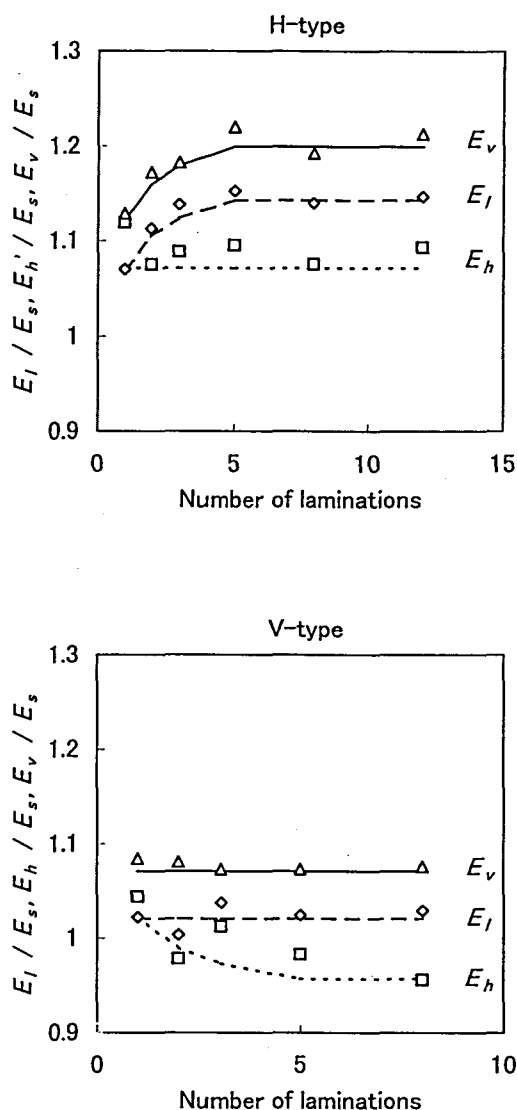


Fig.3.11. The estimation of dynamic MOE.
 Legends : □, △, ◇ : experimental.
 Lines : estimated by calculation.

さい傾向がみられた。

また、縦振動ヤング係数に対するたわみ振動ヤング係数の比に及ぼす積層数の影響は、たわみ振動の振幅方向によって異なった。これは、ラミナ内のヤング係数分布が幅方向では両端と比較して中央部が低く、長さ方向では大きく変動する傾向によるものと考えられる。

3.2 カラマツ同一等級構成集成材の縦圧縮強度に及ぼす積層数の影響

3.2.1 はじめに

木材の曲げ強度については、たとえ無節であっても梁の寸法が大きくなる程少しずつ低下する傾向、いわゆる寸法効果（梁背効果）²⁰⁵⁾が見られることが知られている。この寸法効果については、「構造

用集成材の日本農林規格」²³⁰⁾では曲げ強さは梁背の1/9乗に比例するという前提で寸法調整係数が定められている。

しかし、橋爪ら²²¹⁾によると、カラマツ同一等級構成集成材の実大材曲げ破壊試験結果から、梁背効果は、1/5.1~1/6.5程度であり、1/9より大きい値を示したことが報告されている。また、曲げ破壊係数（MOR）に及ぼす積層数の影響については、接着層が水平となる水平積層材では影響が小さく、垂直積層材では積層数の増加に伴って MOR の標準偏差が減少する現象、いわゆる積層効果は上位等級と比較して下位等級の場合により強く現れることが示されている。

木材の曲げの寸法効果については、標準試験片における引張強度と圧縮強度との比と、引張試験における寸法効果定数がわかれば、理論的に予測可能なこと²³⁴⁾が示されていることから、構造用集成材についても、構成ラミナの引張強度と圧縮強度がわかれば、曲げ強度における寸法効果が求められると考えられる。ラミナ強度に関する研究については、引張強度における寸法効果についての研究²¹⁷⁾は多いのに対し、圧縮強度についてのものは少ない。また、木材²³⁵⁾や2, 3, 4 プライ積層材²²⁰⁾の圧縮強度について寸法効果が見られないという報告がある一方、無欠点材の縦圧縮強度について分散分析法から寸法効果を示している報告²³⁶⁾や、構造用製材について、縦圧縮強度に寸法効果がみられ、この効果は縦引張または曲げと比較すると小さいものの重要である²⁰⁸⁾との指摘もあり、縦圧縮強度における寸法効果について不明な点が多い。

また、機械等級区分されたラミナで構成されたスギの集成材短柱の縦圧縮強度特性²³⁷⁾が明らかにされているが、カラマツのように材内の材質変動が大きい²³⁸⁾と考えられる樹種ではスギとは異なる特性を示す可能性が考えられる。

そこで、構成ラミナの強度性能が比較的均質であると考えられるカラマツ同一等級構成集成材の縦圧縮試験を行い、圧縮強度と積層数の関係から、縦圧縮強度における積層効果と寸法効果について検討した。

3.2.2 実験

3.2.2.1 試験体

本研究で用いた試験体は、前節に示したカラマツ同一等級構成集成材の曲げ破壊試験後、その非破壊部から採取した。

試験体作製に使用したカラマツラミナは、あらかじめ、連続測定式グレーディングマシンを用いてラミナの長さ方向に一定間隔で曲げヤング係数(MGE)を測定し、その最小値(MGE_{MIN})によって等級区分を行っている。このMGE_{MIN}により等級区分したラミナの等級をLとし、試験に供した同一等級構成材の等級は、以下の4種類である。

- L60: $5.88 \leq \text{MGE}_{\text{MIN}} < 6.87 \text{ GPa}$
 $(60 \leq \text{MGE}_{\text{MIN}} < 70 \times 10^3 \text{ kgf/cm}^2)$
- L70: $6.87 \leq \text{MGE}_{\text{MIN}} < 7.85 \text{ GPa}$
 $(70 \leq \text{MGE}_{\text{MIN}} < 80 \times 10^3 \text{ kgf/cm}^2)$
- L100: $9.81 \leq \text{MGE}_{\text{MIN}} < 10.79 \text{ GPa}$
 $(100 \leq \text{MGE}_{\text{MIN}} < 110 \times 10^3 \text{ kgf/cm}^2)$
- L110: $10.79 \leq \text{MGE}_{\text{MIN}} < 11.77 \text{ GPa}$
 $(110 \leq \text{MGE}_{\text{MIN}} < 120 \times 10^3 \text{ kgf/cm}^2)$

曲げ試験体では水平積層材(H-type)と垂直積層材(V-type)を区別して解析を行ったが、圧縮試験体では等級と積層数別に試験データをまとめた。

圧縮試験体の積層数と寸法をTable 3.3に示す。12層の曲げ試験体から12層の圧縮試験体を採取した場合、圧縮試験機の最大容量である2000kN以下で破壊しない可能性が考えられたので、2層分を削ぎ落とし10層の圧縮試験体とした。このことから、圧縮試験体の積層数は1, 2, 3, 5, 8, 10層の6種類となった。試験体の高さは細長比 $\lambda=10$ となるように決定し、それぞれ6.9, 13.9, 20.8, 34.6, 43.3, 43.3cmとした。

各積層数、等級ごとの試験体数をTable 3.4に示す。8層と10層の圧縮試験体数は、曲げ試験体数が少ないことから他の積層数と比較して少数しか得られなかった。圧縮試験体の曲げ試験体からの採取方法の詳細については、曲げ破壊の影響が見られない非破壊部から、節等がなるべく材端部にならないように、また、10層の試験体を除きフィンガージョイントを

含まないように木取りした。10層試験体は、フィンガージョイントを含まないように木取りすることが困難であったため、ほぼ全ての試験体にフィンガージョイントが含まれている。

3.2.2.2 試験方法

圧縮試験は東京衡機製造所CM-100B(最大容量 $100 \times 10^3 \text{ kgf}$)および島津製作所CCM-2000kN(最大容量2000kN)を用い、荷重速度は毎分9.81MPa(100 kgf/cm^2)で行った。破壊に要した時間はおおむね3~5分であった。また、一つの曲げ試験体から複数の圧縮試験体を採取したので、できるかぎり離れた部位のものを選択して試験を行った。また、試験体は気乾状態であり、密度は試験体重量を試験体体積で割って求めた。

3.2.3 結果および考察

3.2.3.1 圧縮強度(CS)

(a) 等級・積層数別圧縮強度

各ラミナ等級別・各積層数別の試験結果をTable 3.4に示す。平均圧縮強度はL60では31.04~34.66MPa, L70は33.50~39.59MPa, L100は40.45~45.28MPa, 及びL110は42.57~49.96MPaの範囲にあり、カラマツの圧縮強さの平均値²³⁹⁾44.1MPa(450 kgf/cm^2)と比較するとL110試験体がこれとほぼ等しくなった。変動係数(COV)は1層L100の12.3%と2層L70の10.61%を除くと、すべて10%以下であった。

(b) 等級区分の効果

等級区分別の平均圧縮強度をFig.3.12に示す。図に示すとおり、ラミナ等級が高くなるに従って直線的に平均圧縮強度が増加する傾向がみられ、また、各積層数ごとのプロットはほぼ重なっている。平均圧縮強度については等級区分の効果は明らかであると考えられる。

次に、各等級別にASTM D 2915²²⁴⁾のNPE

Table 3.3 Dimensions of specimens.

Ply	Widths cm	Depths cm	Heights cm	Section area cm ²	Expected maximum load kN
1	15.0	2.4	6.9	36.0	194
2	15.0	4.8	13.9	72.0	388
3	15.0	7.2	20.8	108.0	582
5	15.0	12.0	34.6	180.0	970
8	15.0	19.2	43.3	288.0	1552
10	15.0	24.0	43.3	360.0	1940

Table 3.4 Result of compression tests (compressive strength).

Grade	Ply	N	Mean MPa	STD MPa	COV %
L60	1	26	32.91	3.02	9.19
	2	25	33.32	2.83	8.48
	3	33	34.66	2.53	7.29
	5	26	32.97	1.63	4.95
	8	15	31.04	2.14	6.90
	10	12	33.03	1.60	4.86
	All	137	33.23	2.61	7.86
L70	1	27	33.97	2.79	8.20
	2	25	39.59	4.20	10.61
	3	31	37.95	2.11	5.55
	5	26	37.50	2.52	6.71
	8	15	33.50	1.72	5.13
	10	15	34.99	1.83	5.22
	All	139	36.59	3.48	9.52
L100	1	26	45.28	5.57	12.30
	2	25	40.25	2.44	3.03
	3	35	41.32	2.65	6.41
	5	25	44.47	1.62	3.71
	8	15	41.49	1.75	4.28
	10	15	42.91	2.87	6.68
	All	141	42.64	3.63	8.52
L110	1	28	43.22	2.57	5.95
	2	25	45.49	2.42	5.33
	3	34	43.68	2.29	5.24
	5	25	49.96	2.21	4.42
	8	15	44.78	1.87	4.19
	10	15	42.57	2.06	4.85
	All	142	45.01	3.34	7.43

Note: STD: Standard deviation, COV: Coefficient of variation.

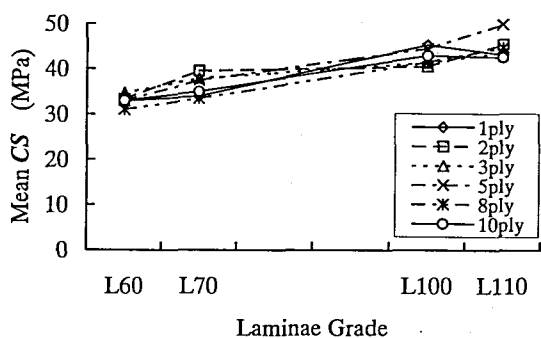


Fig.3.12. Relationship between laminae grade and mean Compressive Strength (CS).

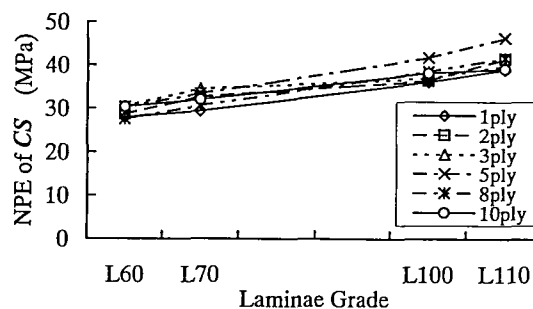


Fig.3.13. Relationship between laminae grade and NPE of CS.

Note: NPE: Nonparametric 5 Percent Point Estimates.

(Nonparametric Percent Point Estimate) による5th percentile 値を求めた。Fig.3.13に示すとおり、等級が高くなるに従って直線的に5th percentile 値が増加する傾向がみられた。平均圧縮強度と5th percentile 値の両者とも、L70とL100の差

に対して、L60とL70、L100とL110の差は小さいので、以下では、L60とL70をまとめて下位等級、L100とL110をまとめて上位等級として解析を行った。

下位等級・上位等級別の試験体数、圧縮強度の平

Table 3.5 Mean, standard deviation, 5th percentile value of compressive strength for each grade group.

Grade group	Ply	N	Mean MPa	STD MPa	5th percentile	
					NPE MPa	PTL MPa
L60 -L70	1	53	33.45	2.93	27.3	28.2
	2	50	36.45	4.75	30.1	27.9
	3	64	36.25	2.85	32.5	31.1
	5	52	35.23	3.11	31.1	29.6
	8	30	32.27	2.28	28.6	28.0
	10	27	34.12	1.97	31.3	30.4
	All		276	34.92	3.50	29.8
L100 -L110	1	54	44.21	4.37	37.5	36.3
	2	50	42.97	3.50	37.1	36.6
	3	69	42.48	2.73	38.1	37.6
	5	50	47.21	3.38	42.5	41.1
	8	30	43.14	2.45	39.7	38.6
	10	30	42.74	2.46	39.8	38.1
	All		283	48.83	3.68	38.2

Note: N: Sample size, STD: Standard deviation.

NPE: 5th percentile values of non-parametric approach.

PTL: 5th percentile values calculated from parametric approach with 75% confidence.

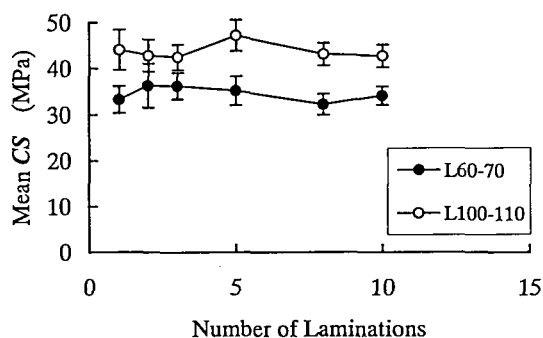


Fig. 3.14. Relationship between number of lamination and mean CS.

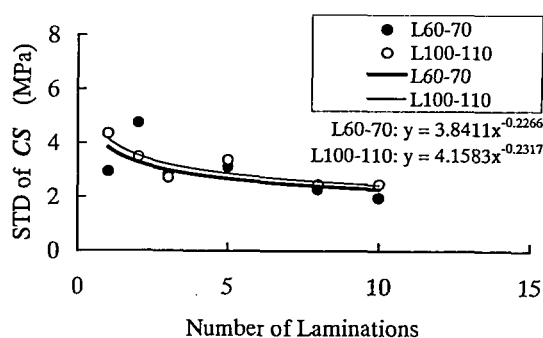


Fig. 3.15. Relationship between number of lamination and standard deviation (STD) of CS.

均値と標準偏差, NPE による 5th percentile 値と PTL (Parametric Tolerance Limit) を Table 3.5 に示す。

表中の NPE と PTL (75% confidence, 5% tolerance) は ASTM D 2915²²⁴⁾ によって算出した。下位等級と上位等級の平均強度はそれぞれ 34.92MPa, 43.83MPa となった。

また, 各積層数ごとの下位等級と上位等級の NPE と PTL はそれぞれほぼ等しい値となった。

(c) 圧縮強度と積層数の関係

上位・下位等級別に平均圧縮強度と積層数の関係を Fig. 3.14 に示す。平均圧縮強度は, 上位等級, 下位等級両者とも積層数にかかわらずほぼ一定と考えられるため, 寸法効果はないといえる。

標準偏差は, Fig. 3.15 に示すとおり, 積層数の増

加に伴い減少傾向を示し, 下位等級と上位等級の差異は小さかった。積層材において積層数 n が増加すると標準偏差は $1/\sqrt{n}$ (n の $-1/2$ 乗) になるとされるが²³⁷⁾, 標準偏差の低下度合いはこれより小さかった。

3.2.3.2 比強度 (SCS)

(a) 等級区分と比重 (SG) の関係

圧縮強度は比重との相関関係が高いと予想されたので, 等級別の比重について検討した。各積層数, 等級別比重の平均値, 標準偏差, 変動係数を Table 3.6 に示す。各等級ごとの比重の平均値は, Fig. 3.16 に示すとおり, 積層数にかかわらずほぼ一定であり, 下位等級では 0.46~0.49, 上位等級では 0.52~0.54 の範囲であった。曲げヤング係数

Table 3.6 Specific gravity of specimen.

Grade group	Ply	N	Mean	STD	COV %
L60 -L70	1	53	0.458	0.052	11.34
	2	50	0.488	0.046	9.44
	3	64	0.488	0.033	6.67
	5	52	0.463	0.030	6.51
	8	30	0.468	0.023	5.00
	10	27	0.469	0.015	3.15
	All	276	0.473	0.039	8.30
L100 -L110	1	54	0.543	0.045	8.27
	2	50	0.523	0.035	6.76
	3	69	0.527	0.023	4.42
	5	50	0.536	0.027	4.95
	8	30	0.542	0.017	3.08
	10	30	0.535	0.014	2.70
	All	283	0.533	0.031	5.79

Note: N : Sample size, STD : Standard deviation.
COV : Coefficient of variation.

Table 3.7 Correlation coefficient between compressive strength and specific gravity.

Ply	1	2	3	5	8	10	All
r	0.7204	0.6872	0.7388	0.9041	0.8762	0.8511	0.7625

Note: r : Correlation coefficient.

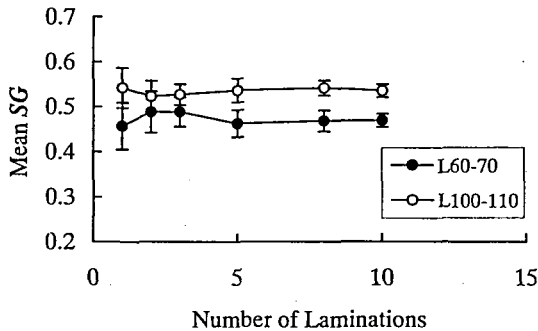


Fig.3.16. Relationship between number of lamination and mean specific gravity (SG).

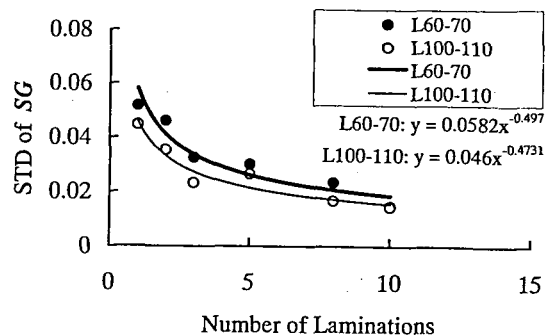


Fig.3.17. Relationship between number of lamination and STD of SG.

(MGE_{MIN}) で等級区分したラミナの比重は等級間で差異が認められる。

次に、比重の標準偏差と積層数の関係を Fig.3.17 に示す。図中の累乗近似曲線の乗数は下位等級で 1/2.1, 上位等級で 1/2.0 であり、比重に関しては、いわゆる積層効果は理論値の 1/2 にほぼ等しかった。

圧縮強度と比重の相関係数を積層数別に求めると、Table 3.7 に示すとおり、0.687~0.904 の範囲にあり、全データでは 0.7625 となった。比重と圧縮強度の相関が高いことおよび比重のばらつきが積層数の増加に伴って減少することから、次に、圧縮強度を比重で割った値（比強度）を用いて検討を行った。

(b) 比強度と積層数の関係

積層数と比強度の平均値との関係を Fig.3.18 に示す。比強度の平均値は上位等級の方が下位等級よりも高く、共に積層数の増加に従って低下した。平均圧縮強度 (Fig.3.14) と同様の傾向を示した。

積層数と比強度の標準偏差の関係を Fig.3.19 に示す。比強度においても積層数の増加に伴い標準偏差は減少した。累乗近似曲線の乗数は圧縮強度と異なり上位等級と下位等級とで差が見られ、上位等級の乗数は 1/3.5, 下位等級の乗数は 1/5.2 となり、上位等級の方が積層数の増加に伴う標準偏差の低下傾向はより強く表れた。また、いずれの乗数も積層効果の理論値 1/2 よりも小さい値を示した。

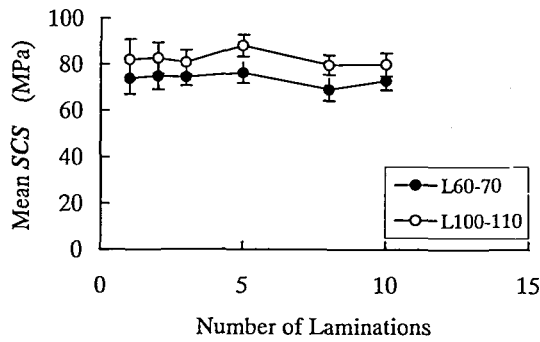


Fig. 3.18. Relationship between number of lamination and mean specific compressive strength (SCS).

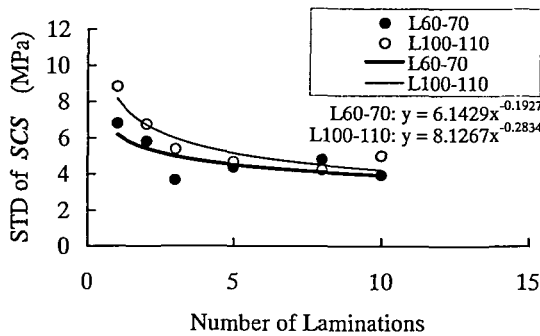


Fig. 3.19. Relationship between number of lamination and STD of SCS.

(c) 寸法効果

前述のように、圧縮強度および比強度の平均値は積層数にかかわらずほぼ一定とみなせることから、同一等級構成集成材において寸法効果はほとんど認められないことが明らかになった。

製材の曲げ強度の寸法効果については、Madsenら²⁰⁾によると、長さ効果について乗数で表した場合、 $f_{0.50}$ (曲げ強度の中央値) ではSS等級とNo.2等級でそれぞれ1/6.4, 1/6.3, $f_{0.05}$ (曲げ強度の5th percentile 値) では、SS等級とNo.2等級でそれぞれ1/4.3, 1/5.1の結果を得ており、 $f_{0.50}$ の長さ効果は $f_{0.05}$ より小さく、 $f_{0.05}$ の長さ効果は等級の高いほうが大きくなっている。

圧縮強度についても曲げ強度と同様に寸法効果が平均値と比較して下限値においてより強く現れるかという点について検討を行った。既に、Table 3.5に示したように、下位等級および上位等級で積層数に伴うPTLの減少傾向はみられなかった。これは、主として積層数の増加に伴って標準偏差が減少することによって下限値が上昇するためと考えられる。

そこで、 n 層集成材の圧縮強度の標準偏差が1層(ラミナ材)の標準偏差の $1/\sqrt{n}$ 倍になると仮定した場合に予測される圧縮強度のPTLを以下の式に

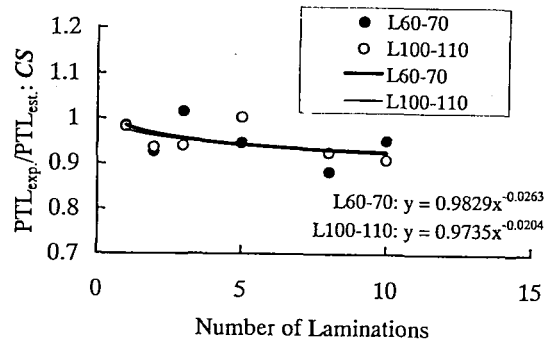


Fig. 3.20. Ratio of experimental PTL to estimated PTL: CS.

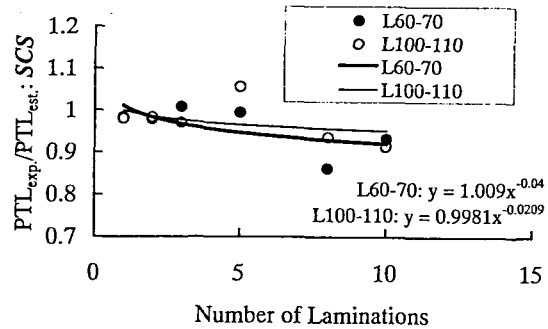


Fig. 3.21. Ratio of experimental PTL to estimated PTL: SCS.

より求めた。

$$PTL_{est} = m_1 - 1.645S_1/\sqrt{n} \quad \dots\dots (3.7)$$

ここで、 PTL_{est} (MPa) はPTL予測値、 n は積層数、 m_1 と S_1 はそれぞれ1層(ラミナ材)の圧縮強度実験値の平均値と標準偏差である。PTL実験値(PTL_{exp})は表IIIに示した値を用いた。また、比強度についても同様に求めた。

このPTL予測値に対するPTL実験値の比と積層数の関係について、圧縮強度はFig. 3.20、比強度はFig. 3.21にそれぞれ示す。圧縮強度については、下位等級と上位等級で同様の傾向を示したのに対して、比強度で見ると下位等級のほうが上位等級と比較して積層数の増加に伴う低下傾向が強いことが明らかになった。

しかし、比強度における乗数は、下位等級で1/25.0、上位等級で1/47.9と非常に小さかった。圧縮強度の下限値における寸法効果は非常に小さいと考えられる。

3.2.3.3 圧縮強度 (CS) と曲げ強度 (MOR) の関係

圧縮強度と橋爪らの示した曲げ強度値²²⁾と比較

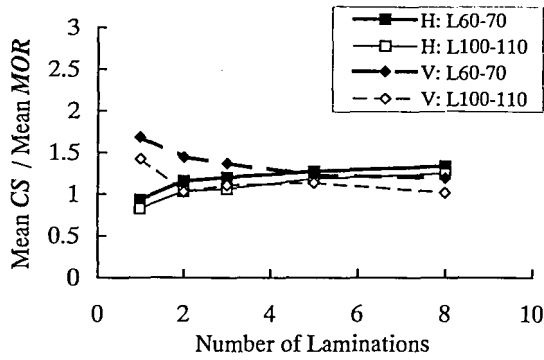


Fig.3.22. Ratio of Mean CS to Mean MOR.
 Note: MOR data from the literature²²⁾.
 H: MORs of horizontally laminated beams.
 V: MORs of vertically laminated beams.

するため、曲げ強度に対する圧縮強度の比 (CS/MOR) を等級別・積層数別にそれぞれの平均値から求めた。この CS/MOR と積層数の関係を Fig.3.22 に示す。図中の H と V はそれぞれ水平積層材と垂直積層材を表す。図に示すとおり、1 層の水平積層材 (ラミナ材平使い方向) 以外の CS/MOR は 1 より大きい。2 層以上では、圧縮強度の方が MOR より大きいことから、集成材の曲げ破壊時における圧縮側ラミナの応力の大きさはラミナの圧縮強度値に達していないと考えられる。

また、Fig.3.22 に示すとおり、水平積層材では、積層数の多い方が CS/MOR は大きく、逆に、垂直積層材では低下する傾向がみられた。これは、圧縮強度は積層数にかかわらずほぼ一定なので MOR について比較すると、水平積層材では梁背効果による MOR の低下、垂直積層材ではフィンガー・ジョイント等の欠点の分散による MOR の上昇によるものと考えられる。

積層効果について、圧縮強度と曲げ強度の差異を見るため、既報³⁾で示した垂直積層材 (V) の MOR の変動係数の近似曲線を用いて、同様に求めて求めた圧縮強度の変動係数の近似曲線と比較した。Fig.3.23 にこれらの変動係数と積層数の関係を示す。

図から明らかなように、垂直積層材の MOR の変動係数は積層数の増加に伴って大きく減少するのに対して、圧縮強度は 1 層 (ラミナ材) の変動係数は垂直積層材と比較して小さく、また、積層数の増加に対する減少傾向はわずかである。

これは、垂直積層材の曲げ強度についてはフィンガー・ジョイント等の欠点の分散によって積層効果が顕著に表れるのに対して、圧縮強度はラミナ内の材質の変動が平均化されることから、積層効果が小さくなると考えられる。特に、カラマツのラミナ内

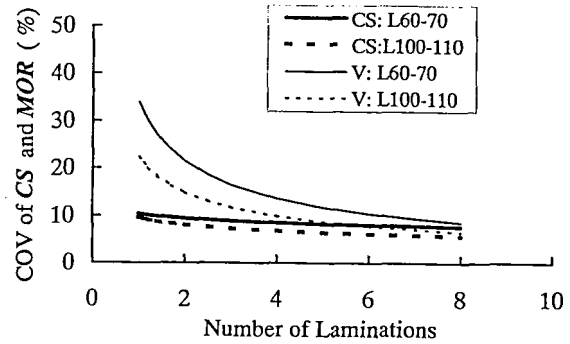


Fig.3.23. Coefficient of variation (COV) of CS and MOR.
 Note: V: MORs of vertically laminated beams.

の材質変動について MOE でみた場合、前節で示したラミナを幅方向に分割して静的曲げ試験を行った結果から MOE は幅方向に対して材中央部で低く、材縁で高い傾向を示し、また、前節に示したように、グレーディング・マシンによる測定値から長さ方向についても MOE 変動が大きいことことが明らかになっており、ラミナの圧縮強度はこれらの材内変動の平均値を反映していると考えられる。

3.2.4 まとめ

機械等級区分されたカラマツラミナを用いた同一等級構成集成材について、積層数と圧縮強度の関係を明らかにするため短柱の縦圧縮試験を行い、その結果、以下のことが明らかとなった。

- (1) グレーディングマシンを用いて測定したヤング係数によるラミナの強度等級区分は、圧縮強度に対しても有効である。
- (2) 圧縮強度は、積層数に関わらず比重と高い相関が認められた。
- (3) 積層数 n の増加に伴い、圧縮強度の標準偏差は小さくなり 5th percentile 値も上昇した。比重の標準偏差は積層効果 (標準偏差の減少) の理論値である $1/\sqrt{n}$ に近い値を示したが、圧縮強度における積層効果は比重の積層効果と比較すると非常に小さかった。
- (4) 平均圧縮強度における寸法効果は認められなかった。また、下限値の理論値に対する実験値の比における積層数の影響も非常に小さく、上位等級と下位等級の差も小さかった。
- (5) 圧縮強度と MOR を比較すると、圧縮強度の方が大きい値を示した。

第4章 カラマツラミナの強度性能に及ぼす長さ方向の材質変動の影響

4.1 カラマツラミナの局所ヤング係数の変動パターン

4.1.1 はじめに

近年、建築基準の性能規定化²⁴⁰⁾に伴い、建築用の木質材料は、工学的手法を用いて強度性能が計算・評価・保証された製品、いわゆる「エンジニアードウッド」(高信頼性木質建材)の概念²⁴¹⁾にのって強度保証がなされることの重要性は高まってきた。構造用材の強度保証に関しては、飯島²⁴²⁾が指摘しているように、主に曲げのMOE(modulus of elasticity)を指標とした機械的等級区分法は現段階では最も有効で、かつ生産現場での自動化が行いやすい方法と考えられ、我が国でもすでに規格化がされているところである。カラマツ(*Larix kaempferi* Carriere)の構造用集成材用のラミナについても、連続送り式グレーディングマシン²²³⁾を用いた強度等級区分法が実用化されているところである。

この連続送り式グレーディングマシン²²³⁾を用いた日常的なカラマツラミナの生産現場では、通常、ラミナの長さ方向に5.6cm間隔で測定された局所ヤング係数の平均値を用いて等級区分が行なわれている。しかし、3.1で述べたように、カラマツラミナの長さ方向のヤング係数の変動は大きく、カラマツ集成材用ラミナ6400枚を対象とした材内ヤング係数変動の解析結果²²¹⁾によると、1枚のラミナ内におけるヤング係数の平均値と最小値の差は平均で0.92 GPaであることが報告されている。構造用集成材の日本農林規格(JAS)²³⁰⁾では、構造用集成材の強度等級は曲げヤング係数と曲げ強さの組み合わせによって表すことになっているが、ラミナ内のヤング係数の平均値を基準とした場合、一般的にヤング係

数と曲げ強さとの間に正の相関関係がみられるので、この平均値より最小値を用いて等級区分を行う方が強度保証に関しては妥当と考えられる一方、たわみ計算に関しては過少評価につながる可能性が高いと推測される。

両者の差異はラミナ内の長さ方向のヤング係数の変動パターンに依存することから、本報告では、日常的に生産されているカラマツ構造用集成材用のラミナについて、グレーディングマシン²²³⁾を用いてラミナの長さ方向に局所ヤング係数を測定して、ラミナ内のヤング係数の変動、変化傾向(傾き)および周期性について検討した。

4.1.2 試験体及び試験方法

4.1.2.1 ラミナ試験体

試験体のサンプリングは、日常的にカラマツ構造用集成材を生産している工場において行った。ラミナ選別に先立って、公称寸法、厚さ3.0cm×幅17.5cm×長さ約400cmのカラマツ板材を人工乾燥して、次に、厚さ方向のみ厚さ2.8cmに粗プレーナがけを施した。この段階のカラマツラミナをグレーディングマシン²²³⁾によってあらかじめJASに規定されているラミナ等級L70とL110に相当するものをそれぞれおおむね150体程度を目標に選別した。この段階では各ラミナの厚さと幅は精確に仕上げられていないので、このラミナ等級L70とL110はあくまでラミナ選別のための粗い指標であり、実際のヤング係数と異なっている。

次に、このラミナを厚さ2.4cm×幅15.0cmにプレーナがけして仕上げた。この段階で再度グレーディングマシン²²³⁾を用いて以下の測定を行った。最終的な試験体数は、Table 4.1に示すとおり、上

Table 4.1 Dimensions, specific gravities, and E_f of Specimens.

Grades	Sample Sizes	Widths cm	Heights cm	Lengths cm	Specific gravities		E_f	
					Mean	Std.	Mean GPa	Std. GPa
H	170	15.0	2.4	400	0.566	0.053	12.75	0.79
L	164	15.0	2.4	400	0.459	0.035	7.50	0.74

Notes: H: Higher grade mostly equivalent to lamina grade L125 in JAS²³⁰⁾.

L: Lower grade mostly equivalent to lamina grade L70 in JAS²³⁰⁾.

E_f : Young's modulus measured by longitudinal vibration.

Std.: Standard deviation.

JAS: Japan Agricultural Standard.

位等級のもの (H) が170, 下位等級のもの (L) が164となった。

4.1.2.2 ヤング係数の測定

試験に用いたグレーディングマシン²²³⁾では、水平に固定されたローラーのあいだをラミナが通過する間に、第1段階では上面から、第2段階では下面から一定量のたわみを与え、その反力をロード・セルで読み取り、これからヤング係数を計算する。各ラミナのヤング係数測定開始はラミナの端から80cmの位置がスパン (120cm) 中央のローラーに達した時点であり、測定間隔は5.6cmである。長さ4mの材ではこのヤング係数は通常42点測定されるが、一部41点のものが含まれていたため、以下の解析では各ラミナについて41点 (n=41) のヤング係数の値を用いた。

また、各ラミナについて、縦振動ヤング係数 (E_f)¹⁸¹⁾の測定を行い、グレーディングマシンによるヤング係数測定値との比較を行った。 E_f については、試験体の中央をタイヤで支持し、木口面をハンマーで打撃し、この打撃音からFFTを用いて測定した共振振動数と比重から計算した。含水率は、平均値が10.88%、標準偏差が0.82%とほぼ気乾状態と考えられることから含水率によるヤング係数補正は行わなかった。

4.1.2.2 データの処理方法

グレーディングマシンで測定した各ラミナのヤング係数は、各測定点ごとに E_i ($i=1,2,3,\dots,41$) で表す。測定位置は、測定開始点から順に $x_1=0, x_2=5.6, x_3=11.2, \dots, x_{41}=224.0$ (cm) である。各ラミナの E_i 測定順序については、基本的にラミナ両端どちらから測定を開始するかということの差異はないと考えられるので、後で述べるヤング係数の傾きを計算した時に、この傾きが正の場合は E_i の入れ換えは行わず、負の場合は、 E_1 と E_{41} , E_2 と E_{40}, \dots, E_i と E_{n+1-i}, \dots を入れ換えて、全てのラミナのヤング係数の傾きが正になるようにした。各データについて以下の計算を行った。

次節以降において、各ラミナごとの材内 E_i の平均値と標準偏差は、それぞれ、 EAV と ESD で表し、計算はそれぞれ (4.1) 式と (4.2) 式により求めた。

$$EAV = \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{n} \quad (n=41) \quad \dots\dots (4.1)$$

$$ESD = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (E_i - EAV)^2}{n-1}} \quad (n=41) \quad \dots\dots (4.2)$$

各ラミナごとの長さ方向のヤング係数の変化傾向をみるため、(4.3) 式に示すように、測定位置 x_i に対する E_i の線形回帰直線式を最小二乗法で求めた。

$$E_i = SL \cdot x_i + IC + \varepsilon_i \quad (i=1,2,3,\dots,41) \quad \dots\dots (4.3)$$

ここで、 SL と IC は最小二乗法により求めた定数で、それぞれ測定位置 x_i に対するヤング係数の傾きと切片であり、 ε_i は回帰残差である。グレーディングマシンで測定したみかけのヤング係数から真のヤング係数を逆FFTを用いて推定する方法²⁴³⁾²⁴⁴⁾が提案されているが、ここでは実用性を考慮して、グレーディングマシンの測定値を用いた。

また、周期性については、フーリエ変換に代えて直接的に自己相関関数²⁴⁵⁾を用いて検討する場合があるので、以下では、ラミナ内のヤング係数の周期性について、ヤング係数 (E_i) と回帰残差 (ε_i) の自己相関係数をそれぞれ求めて検討を行った。この自己相関係数 (R_j) は、 j 階の相関係数 (5.6× j cmの間隔にある E_i と E_{i+j} 間の相関係数) を表す。例えば、測定間距離が5.6cmの時 (R_1) の E_i の自己相関係数は、(E_1, E_2), (E_2, E_3), ..., (E_{40}, E_{41}) のデータ・セットの相関係数となる。

4.1.2.2 節径の測定

上記のヤング係数測定後に、H試験体とL試験体についてそれぞれ10体ずつ計20体をランダムに選別して節径の測定を行った。節径の測定は E_i の測定箇所 (グレーディングマシンの曲げスパンの中心) ごとにラミナ長さ方向に5.6cm間隔で区分して広い面を両面測定した。各位置ごとに節径を合計して、 E_i と対応させた。

4.1.3 結果

4.1.3.1 ラミナ内ヤング係数のばらつき

サンプリングした試験体の属性におけるHとLの差異を明らかにするため、試験体の比重および縦振動ヤング係数 (E_f) を試験体別に Table 4.1に示す。この表に示すとおり、比重、 E_f ともHとLの差異は大きく、比重と E_f について分散分析²⁴⁶⁾を行うと、両者ともHとLの差は危険率5%で有意であった (比重: 467 [観測された分散比] > 3.87 [F境界値], E_f : 3920 [観測された分散比] > 3.87 [F

境界値]。

ラミナ内のヤング係数 (E_i) の典型的な変動パターンを Fig.4.1 に示す。また、2.3 で示した回帰直線を併せてこの図に示した。図中の Example 1 のように E_i の周期性がみられるものがある一方、Example 2 のようにラミナ内変動の小さいものも存在する。次に、 E_i の平均値 (EAV) の基本統計量を Table 4.2 に示す。 EAV の平均値と標準偏差は Table 4.1 に示した E_f とほぼ同様であり、 EAV と E_f の関係について試験体 H と L 両者を含めて最小二乗法により直線回帰式を求め、(4.4) 式に示す。式中の r^2 は決定係数であり、両者の関係は非常に強い相関関係にあり、 E_f の方が EAV よりわずかに高い値を示す傾向がみられた。

$$E_f = 0.981EAV + 0.377 \quad (r^2 = 0.9735) \quad \dots (4.4)$$

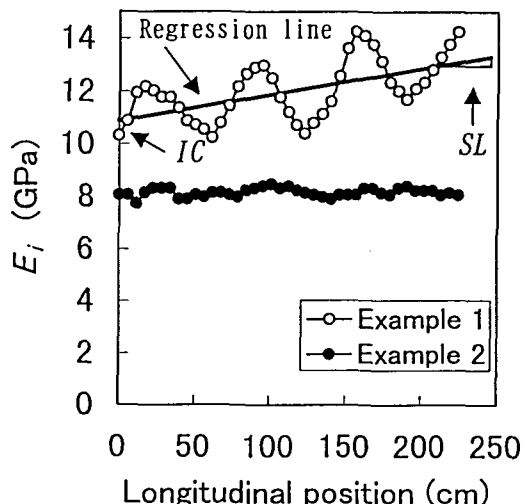


Fig.4.1. Typical patterns of measured E_i .
 Note: E_i : Young's modulus within a piece of lumber measured by the grading machine.
 SL: slope of the regression line of E_i at longitudinal position.
 IC: intercept of the regression line.
 Example 1, 2: examples of lumber with bigger variations (1) and smaller variations (2).

ラミナ内のヤング係数の標準偏差 (ESD) の基本統計量を Table 4.2 に、 ESD の分布図を Fig.4.2 に示す。 ESD の平均で比較すると、表に示すとおり、H は 0.55GPa、L は 0.45GPa で H の方が大きい、 ESD/EAV を計算すると、H は 0.044、L は 0.061 で L の方が大きくなった。また、Fig.4.2 に示すとおり、両者とも右に歪んだ分布形をもっており、H と L のモードはそれぞれ 0.5GPa、0.4GPa であり、それぞれのデータの個数の 95% は、H は

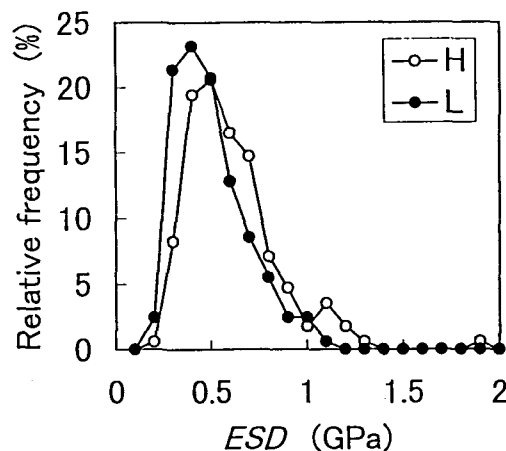


Fig.4.2. Distribution of ESD .
 Note: H,L: see Table 1; ESD : see Table 4.2.

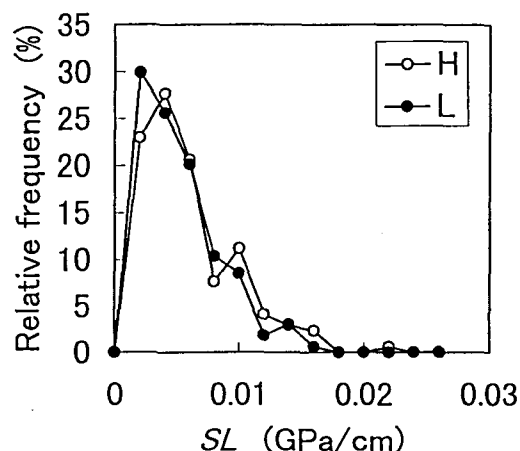


Fig.4.3. Distribution of SL .
 Note: H,L: see Table 1; SL : see Fig. 4.1.

Table 4.2 Means, standard deviations, and skewnesses of EAV and ESD .

Grades	Sample Sizes	EAV			ESD		
		Mean GPa	Std. GPa	Skewness	Mean GPa	Std. GPa	Skewness
H	170	12.58	0.76	0.04	0.55	0.24	1.62
L	164	7.29	0.78	-0.57	0.45	0.18	0.90

Notes: EAV : average of localized Young's modulus (E_i) within a piece of lumber.
 ESD : standard deviation of localized Young's modulus (E_i) within a piece of lumber.
 L: Lower grade, H: Higher grade, Std.: Standard deviation.

1.05GPa, 0.82GPa 以下であった。このばらつきの要因については後段で検討する。

4.1.3.1 ラミナ内ヤング係数の傾き

ラミナ内ヤング係数の傾き (SL) を前述のとおり最小二乗法によって各ラミナごとに求めた。Fig.4.3に示すとおり、SL は右に歪んだ分布形をもっており、H と L はほぼ同様の傾向を示した。H の分布については、平均値が0.0050GPa/cm, 中央値が0.0040GPa/cm, L では平均値0.0041GPa/cm, 中央値0.0035GPa/cmであった。また、分布の歪み度はH と L でそれぞれ1.30, 1.00であり、ESD の1.62 (H) と0.90 (L) に比較的近い値となった。

SL と ESD の関係については後段で検討する。

4.1.3.2 ラミナ内ヤング係数の周期性

ラミナ内ヤング係数の周期性について、H と L について E_i の自己相関係数を求めた。Fig.4.4に示すとおり、H と L を合わせて求めた自己相関係数の平均値は、 E_i 間の間隔が広がるにつれて著しく減少したのち反転して、約60cmまで増加する傾向がみられた。このことから、 E_i の周期性については約60cm程度の周期をもつラミナの割合が高いと考えられる。回帰残差 (ϵ_i) の自己相関係数について H・L 別にそれぞれの平均値を Fig.4.5にプロットした。図に示すとおり、Fig.4.4に示した E_i の周期性と同様の傾向がみられ、また、H と L の差異はほとんどみられなかった。

E_i の自己相関係数相互の関係については、隣接した E_i の相関係数 (R_1) に対する $R_2, R_{10}, R_{25}, R_{35}$ の関係を Fig.4.6に図示した。 R_1 と R_2 の関係は

ほぼ直線関係を示しており、また隣接の E_i の相関係数が高い場合はさらにとりの E_i とも相関が強い。しかし、 E_i の距離が離れるに従って、逆に反転するものが増えてくる傾向がみられた。

4.1.4 考察

4.1.4.1 ESD と SL の関係

ラミナ内ヤング係数のばらつきの要因について、4.1.3.2で述べた傾き (SL) との関係を検討した。このばらつきを分散の形 (ESD^2) で表すと、(4.2)式を2乗したものに(4.1)式と(4.3)式を代入すると最小二乗法の条件式から(4.5)式に示すように ESD^2 には SL の大きさによって定まる最小値が存在する。

$$ESD^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (E_i - EAV)^2}{n-1} = SL^2 \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} + \frac{\sum_{i=1}^n \epsilon_i^2}{n-1} \geq SL^2 \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \dots\dots (4.5)$$

実験結果と併せて、この最小値を Fig.4.7に示す。図に示すとおり、この曲線から乖離しているプロットがいくつかあるが、ほとんどのプロットはほぼこの曲線に沿っていることから、ESD は SL に依存している部分が大きいと考えられる。

4.1.4.2 SL の確率密度関数の推定

ラミナ内ヤング係数の傾き (SL) の分布は、Fig.4.3に示したように、H と L はほぼ同様の傾向を示したので、両者のデータを合わせて SL の分布を表すための分布関数式を求めた。SL の下限値は明らかに0なので、(4.6)式に示す2P ワイブル分布関数を用いて、(4.7)式に変換して最小二乗法によ

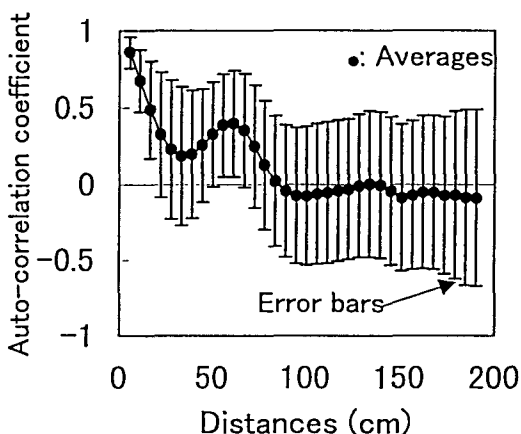


Fig.4.4. Auto-correlation coefficient of E_i .
Note: The plots were calculated with all data (H and L).

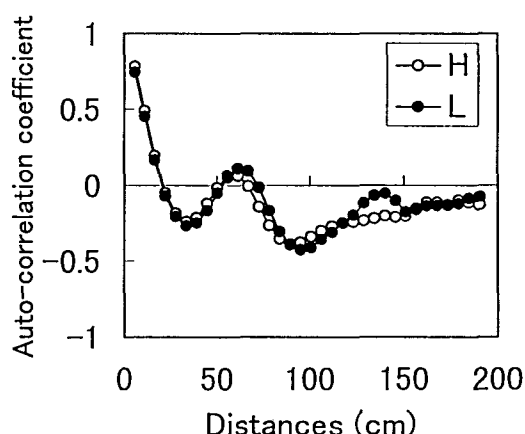


Fig.4.5. Auto-correlation coefficients of ϵ_i .
Note: Plots H and L are the averages of H and L, respectively.

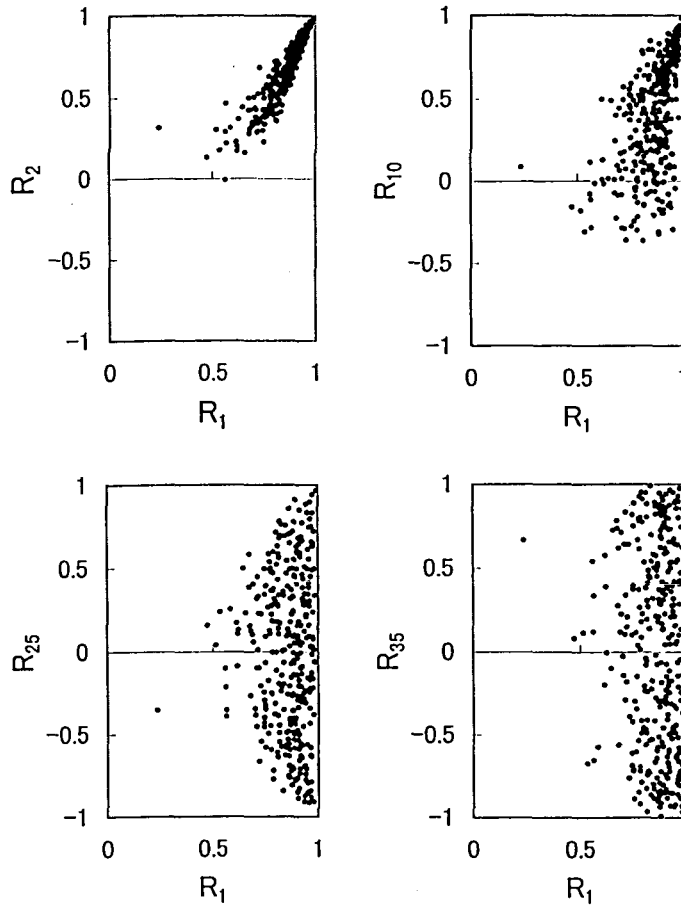


Fig.4.6. Interaction among R_j with different ranks.
 Note: R_j : auto-correlation coefficient of E_i with j -th rank.
 The distance between E_i and E_{i+j} is $j \times 5.6$ cm.

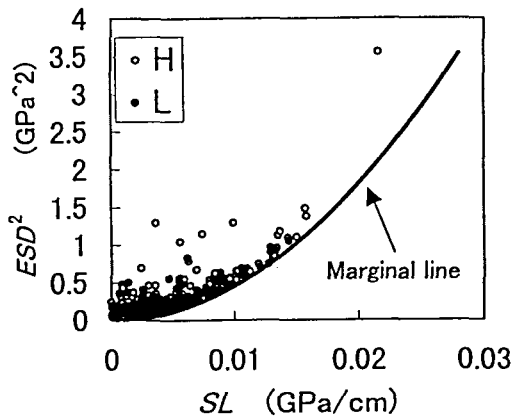


Fig.4.7. Relationship between SL and variance.
 Note: SL: see Fig. 1, ESD: see Table 4.2.

り定数を求めた。

$$F(x) = 1 - \exp[-(x/\eta)^\alpha] \quad \dots\dots (4.6)$$

$$\ln(x) = 1/\alpha \cdot \ln[-\ln(1-F(x))] + \ln(\eta) \quad \dots\dots (4.7)$$

ここで、 x は傾き (SL), $f(x)$ は累積分布関数,

定数 α (=1.18) は形状パラメータ, 定数 η (=0.005) は尺度パラメータである。このときの相関係数は0.994であった。

Fig.4.8(a)に示すとおり、この累積分布関数は実験から得られた分布をよく表していると考えられる。Fig.4.8(b)に、この累積分布関数から求めた確率密度関数 (PDF) を示す。この確率密度関数から4 m材のラミナ内ヤング係数の平均と最小値の差をSLに2 mを乗じて概算すると、平均で0.95GPa, 95th percentile 値で2.55GPa, 最頻値で0.22GPaとなった。この平均と最頻値の差が大きいこと、スギラミナについての引張試験における破壊位置が必ずしもヤング係数の最小値と一致しなかったという報告²⁴⁾から、強度保証面を重視してラミナ内のヤング係数最小値で等級区分を行うとすれば、一部の材において実際のヤング係数と比較してたわみ計算上低い評価を与える可能性が推定される。

4.1.4.3 ラミナ内ヤング係数に及ぼす節の影響

節の E_i に及ぼす影響を検討するため、 E_i 測定箇

Table 4.3 Correlation coefficient between E_i and knot diameters.

Grades	Numbers of specimens	Averages	Maximums	Minimums
H	10	-0.187	0.376	-0.868
L	10	-0.213	0.455	-0.549

Note: Knot diameters were measured at the area distinguished by each E_i position.

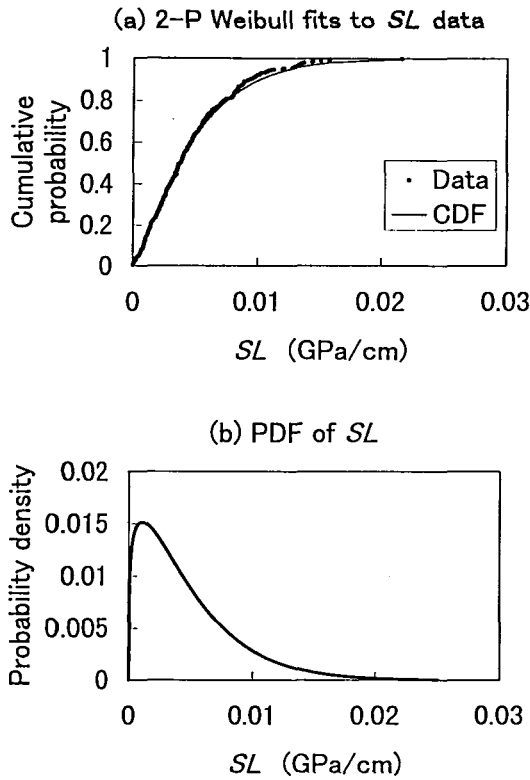


Fig.4.8. CDF and PDF of SL.
Note: CDF: cumulative distribution function, PDF: Probability density function.

所に対応する節径を測定し、両者間の相関係数を求めた。Table 4.3に示すとおり、HとLそれぞれ10体の相関係数の平均は、-0.187、-0.213となり、弱い相関関係がみられるものの、個々の材ごとに相関係数は大きく異なる。節の E_i に及ぼす影響を直接的に明らかにすることはできなかった。

そこで、ある位置に（表面と裏面の5.6cm間隔で区分した領域ごとに）節がある場合、そこから x cm離れた位置に節が存在する確率を各ラミナごとに求め、距離別 (x) にこの確率の平均値と標準偏差を求めた。具体的には x cm離れた測定箇所ペア n 個の内、両方の測定箇所に節が含まれているペアが n' 個であれば、 n'/n をこの確率とした。結果を Fig.4.9に示す。 E_i の自己相関係数と同様に約60cm近傍にピークがみられる。例えば、長野県東信地方のカラマツ林の年平均伸長成長量²⁴⁸⁾は58.7cm(地

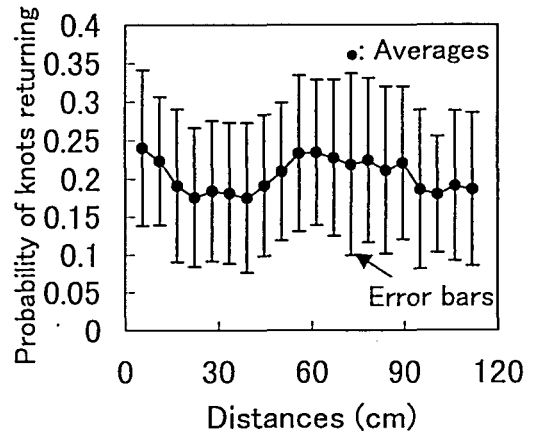


Fig.4.9. Knots returning distances.

位II、林齢30年)であり、このことからただちに E_i の周期性に樹木の成長過程が影響しているはいえないが、製材時における木取り方法の影響と併せて樹木の成長とラミナ材の長さ方向の材質変動の関係についてさらに検討が必要であると思われる。

4.1.5 まとめ

カラマツラミナの長さ方向の局所ヤング係数変動について、ヤング係数をグレーディンマシンにより比較的高いヤング係数のラミナ (H) と低いラミナ (L) の測定を行い、両者を比較した結果、以下のことが明らかになった。

- (1) ラミナ内ヤング係数の標準偏差の分布は正のひずみをもち、歪み度はHとLでそれぞれ1.62と0.90であった。また、最頻値はHとLでそれぞれ0.5GPaと0.4GPaであった。
- (2) ラミナ内ヤング係数の傾きの分布も正のひずみをもち、歪み度はHとLでそれぞれ1.30と1.00であった。ラミナ内の標準偏差とこの傾きの関係から、ラミナ内標準偏差は主としてこの傾きに依存していることが明らかになった。
- (3) ラミナ内ヤング係数の周期性について自己相関係数を求めた結果、約60cm周期のものが多く含まれることが明らかになった。ヤング係数の回帰残差および節の出現率についても同様の傾向がみられた。

以上の結果から、ラミナ内ヤング係数の平均値を用

いてラミナの等級区分した場合、ラミナ内のヤング係数の傾きが著しく大きいことによってヤング係数の平均値と最小値の差が非常に大きいラミナが少数存在する一方、強度保証面を重視して最小値を用いるとすればたわみ計算において過剰な品質になる可能性が高いと推測される。今後の検討課題として、この平均値と最小値を組み合わせた適切な等級区分方法があげられる。

4.2 カラマツラミナの引張強度分布に及ぼす長さの影響

4.2.1 はじめに

構造用集成材などのエンジニアード・ウッド製品を用いた木質構造の設計においては製材の繊維方向引張強度によって制約を受ける場合がある。過去においては、製材の引張強度特性について、無欠点小試験体を用いた試験結果に基づき、節や繊維傾斜などの欠点による補正が行われていた。最近では、実大材試験による引張強度特性に関する研究は大きく進展してきた。ASTM規格D1990²⁴⁹⁾では任意の寸法の製材の試験データを特定の寸法効果定数及び長さ効果定数により補正する規定があり、この規定によると引張強度の長さ効果定数は指数表示で0.14とされている。1996年に改正された構造用集成材の日本農林規格²³⁰⁾(JAS)においても、これまでの曲げ試験に加えて、これの代替試験方法として引張試験が加えられた。しかし、このJASにおいては長さによる補正に関する規定は含まれていない。

寸法効果定数の計算は最弱リンク理論に基づいて行われていた。Bohannonによる報告²⁰⁵⁾がWeibullの最弱リンク理論を木材に適用した研究の最初のものでとされている。この報告において、無欠点の木材梁についての曲げ試験の実験結果から、スパン/梁背比が一定の場合、強度が梁の梁背の1/9乗に比例して低減することを示した。これは、梁背効果と長さ効果を同等として扱っていることになり、それぞれについて1/18乗の定数をもつということを意味している。この1/9乗という定数はJASにおいても梁背効果定数として採用されているとみられる。最弱リンク理論を用いた研究は多く、例えば、Barretによるベイマツの横引張強度²⁵⁰⁾、Madsenによる38mm厚SPFディメンション・ランバーの長さ効果²⁰⁹⁾、LamとVarogluによるSPF目視等級区分人工乾燥2×4材の引張強度における長さ効果²⁵¹⁾、Taylor, Bender, Earl Kline, Kleineによる製材の引張強度の長さ効果モデルの比較²⁵²⁾などが挙げられ

る。我が国においても、林・宮武・宮原によるスギラミナの引張強度における寸法効果²¹⁷⁾、大河平・増田・鈴木によるミツガ材の引張強さの寸法効果²⁵³⁾などの研究が行われているところである。

まず、MadsenとBuchananの報告²⁰⁸⁾によると曲げ強度における寸法効果が樹種によって異なっていることから、カラマツの引張強度における長さ効果は他樹種と異なっていると考えられる。また、これまで多くの研究者によって検討されてきた目視等級区分材と比較して機械等級区分材では長さ効果の現れ方が異なるのではないかと考えられる。このため、各等級において節等の欠点の存在の確率が異なるとするならば、各等級ごとに長さ効果は異なると予測した。これまでカラマツ材の長さ効果に関する研究は乏しいことから、構造用集成材生産に日常的に用いられているカラマツラミナの引張試験を行い、機械等級区分による上位等級ラミナと下位等級ラミナの長さ効果における差異について検討を行った。

4.2.2 理論

統計的強度理論はいわゆる最弱リンク理論に基づいて進展してきた。この最弱リンク理論とは、鎖を引っ張った場合にこの鎖の強度は鎖の輪の中で最も弱い輪の強度に相当する、いわゆるチェーン・モデルにしばしばたとえられる。

製材強度における寸法効果はこの最弱リンク理論に基づいている²⁵⁴⁾。脆性破壊理論による引張強度における寸法効果は、同じ断面形状で長さだけが異なる場合の2つの材料のそれぞれの長さとの関係によって表すことができる。この関係式を以下に示す。

$$\frac{x_1}{x_2} = \left(\frac{L_2}{L_1}\right)^s = \left(\frac{L_1}{L_2}\right)^{-s} \dots\dots (4.8)$$

ここで、 x_1 と x_2 はそれぞれ部材長さが L_1 と L_2 の材の強度であり、 s は長さ効果パラメータである。部材の長さが2倍になった場合の強度を求めるためには、 $L_2/L_1=0.5$ として計算することができる。ここで s が大きくなるに従って、長さ効果はより強くなり、 $s=0.3$ の場合では長さが2倍になると強度は81%に低下する。

それぞれの部材が、3パラメータ・ワイブル分布(3P-Weibull)で表せるような母集団からランダムに選択された数多くの脆性要素から構成されるとすれば、この各部材の累積分布関数も3P-Weibullになり、次式で表せる。

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-x_0}{m}\right)^k\right] \quad \dots\dots (4.9)$$

ここで、 x は強度、 k 、 m および x_0 はそれぞれ3P-Weibullの形状パラメータ、尺度パラメータ、位置パラメータである。

ここで、しばしば行われているように、位置パラメータ x_0 を0と仮定すると、上述の3P-Weibullは k と m の2つのパラメータをもつ2P-Weibullになる。この2P-Weibullは次式で表せる。

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{m}\right)^k\right] \quad \dots\dots (4.10)$$

ここで、 x は強度、 k は形状パラメータ、 m は位置パラメータである。

仮に、ある部材が n 個の要素から構成されているとすれば、この部材の累積分布関数は各要素の累積分布関数から導くことができる。各要素の累積分布関数を2P-Weibullと仮定すれば、 n 個要素の累積分布関数は次式で表せる。

$$1 - F_n(x) = \{1 - F_1(x)\}^n = \exp\left[-n\left(\frac{x}{m}\right)^k\right] \quad \dots\dots (4.11)$$

ここで、 x は強度、 $F_n(x)$ と $F_1(x)$ はそれぞれ、 n 個要素をもつ部材と各要素の累積分布関数である。

式(4.11)は、任意のパーセンタイル q における強度を表す式に変換できる。

$$x_q = mn^{-1/k}[-\ln(1-q)]^{1/k} \quad \dots\dots (4.12)$$

ここで、部材に含まれる要素数が n_1 個と n_2 個の寸法の異なる2つの部材を想定すると、この2つの寸法における強度の比率は、任意の q において以下の式が成り立つ。

$$\frac{x_q(n_1)}{x_q(n_2)} = \frac{mn_1^{-1/k}[-\ln(1-q)]^{1/k}}{mn_2^{-1/k}[-\ln(1-q)]^{1/k}} = \left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{-1/k} \quad \dots\dots (4.13)$$

この強度分布が2P-Weibullに従うとすれば、式(4.8)における s と式(4.12)における $1/k$ は任意の q において等しい値になる。

Madsen²⁵⁾によれば、一般的に、実験から寸法効果を推定する方法は、傾き法、形状パラメータ法、破壊位置法の3種類ある。最後の方法はスパン中央に集中荷重を加えた単純支持梁の場合に適合可能なので、これについては触れない。傾き法は式(4.8)を変形して、強度の対数と長さの対数間の線形関係から求める。

$$\frac{\ln x_2 - \ln x_1}{\ln L_2 - \ln L_1} = -s \quad \dots\dots (4.14)$$

ここで、 s は長さ効果パラメータで x の対数の L の対数への回帰直線の傾きである(負の符号をつけている)。形状パラメータ法では、 s は式(4.13)に示した2P-Weibullの k の逆数から得られる。一般的にこの方法は、長さ効果パラメータ以外に梁背、幅および体積効果パラメータを求める場合にも用いられることがある。

引張強度分布の50thパーセンタイル値と5thパーセンタイル値はASTM規格D2815-94²²⁾のノンパラメトリック法に従って求めた。この標本ノンパラメトリック・パーセント・ポイント推定値(NPE)は任意のパーセンタイル値 q において次式で表わされる。

$$NPE = [q(n+1) - (j-1)](x_j - x_{j-1}) + x_{j-1} \quad \dots\dots (4.15)$$

ここで、 x_j は、試験データを昇べき順に並べ替えた時の j 番目の値であり、 n はサンプル数、 j は $j/(n+1) \geq q$ を満たす最小の序数である。以下では、ノンパラメトリック法による50thパーセンタイル値と5thパーセンタイル値をそれぞれNPMとNPLで表すことにする。

4.2.3 実験

4.2.3.1 試験体

実験に用いたカラマツ材(*Larix kaempferi*, *Carriere*)は長野県内にある集材材工場においてサンプリングを行った。この工場においてカラマツ材の多くは日常的に構造用集材材製造に用いられている。試験体用の製材の寸法は、公称寸法3cm(厚さ)×17.5cm(幅)×400cm(長さ)である。人工乾燥後、粗プレーナがけを行い、この段階で、連続式機械等級区分機²²⁾を用いて選別を行った。この機械は製材を連続的に平使い方向に一定のたわみを与えてその時の荷重をロード・セルで読み取り、各ポイントごとのヤング係数を求めることができる。サンプリングを行った2つのグループで対象としたヤング係数はそれぞれ7GPaおよび11GPaである。以下では、前者のグループを「L試験体」、後者のグループを「H試験体」と呼ぶ。この段階では十分なプレーナがけがなされていなかったため、実際のヤング係数は選別段階におけるヤング係数より高い値を示した。最終的なプレーナがけした後、この機械を用いてヤング係数を再度測定した。このときの製材の寸法は2.4cm×15.0cm×400cmであった。

前節で示した材内ヤング係数変動に対する有用性

に基づき、この材について縦振動法による動的ヤング係数 (E_f)^{181),183)}を求めることにした。この E_f 値はFFT スペクトラム・アナライザーを用いて打撃音の共振振動数から計算した。この製材は各グループごとに E_f 値で昇べき順にランク付けを行った。H 試験体の場合で述べれば、まず、 E_f 値が最も小さい方から3体を選んで、この内の1体を H-100 グループに、残りの2体を H-060・H-180 グループに振り分けた。続けて、次に E_f 値の小さい3体を同様に1体を H-100 グループに、2体を H-060・H-180 グループに振り分け、この振り分け方法を繰り返して、全ての製材を2つのグループに振り分けた。L 試験体についても同様に振り分けた。この振り分け作業が終わった後、H-100とL-100のグループの長さ400cmの製材を中央で2つに切断して、長さ200cmの試験体を各製材ごとに2体採取した。H-060・H-180グループとL-060・L-180グループについては、各製材ごとに長さ140cmのもの(H-060またはL-060)と長さ240cmのもの(H-180またはL-180)の2つに切断した。各試験体ごとに寸法、年輪幅、比重および E_f の測定を行った。

4.2.3.2 引張試験

JAS に従って、実大材引張試験機 (NET-501 E) を用いて引張試験を行った。この試験機のグリップの試験体のつかみは、グリップのギザギザの表面で固定する方法である。試験スパンは Table 4.4 に示すように、60、100および180cmである。破壊位置近傍から採取した試験片から全乾法によって

求めた含水率の平均値は10.9%であり、標準偏差 (=0.8%) も小さかった。試験時における全ての試験体はほぼ同一の気乾状態で平衡含水率であったと考えられることから、強度の含水率補正は行わなかった。破壊に要した時間はおおよそ3~5分程度であった。

4.2.4 結果及び考察

4.2.4.1 試験体の特性と引張強度分布

各試験体種類別に、試験体数、寸法、平均年輪幅、比重および E_f を Table 4.4 に示す。H 試験体と L 試験体の平均年輪幅および比重の差異は明瞭であったのに対して、各等級内での差異は小さい。H 試験体の比重は L 試験体より大きく、H 試験体の年輪幅は L 試験体より狭い。この結果から、ヤング係数による等級区分を行った場合、選別されたそれぞれの製材について、単にヤング係数だけではなく、比重や年輪幅という特性についてもある程度の区分がなされていることになると思われる。

平均年輪幅、比重および E_f の平均値と標準偏差 (CV) は、Table 4.4 に示すように、各等級内で長さの異なる試験体間の差異は非常に小さい。また、 E_f についての分布をそれぞれ Fig. 10(a) に示した。この図から明らかなように、 E_f の分布各等級別にみると試験体間の差異はほとんどない。 E_f の平均値は、H 試験体で12.8GPa、L 試験体で12.8GPa であった。長さの異なる試験体のマッチングは十分なされていることから、引張強度の長さ効果を推定することができると思われる。また、長さ140cmの

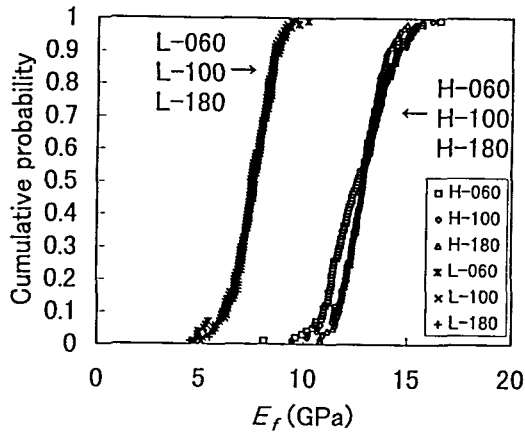
Table 4.4 Dimension; test span and properties of specimen.

Grade	Specimen	N	Width (cm)	Height (cm)	Length (cm)	Test span (cm)	Annual ring width (mm)	Density (g/cm ³)	Ef (GPa)
H	H-060	101	15.0	2.4	140	60	3.4 (25.0)	0.565 (10.0)	12.64 (11.3)
	H-100	102	15.0	2.4	200	100	3.3 (23.6)	0.570 (10.2)	12.95 (9.3)
	H-180	101	15.0	2.4	260	180	3.4 (26.1)	0.565 (9.1)	12.86 (7.2)
L	L-060	100	15.0	2.4	140	60	5.2 (18.6)	0.458 (7.0)	7.54 (14.1)
	L-100	100	15.0	2.4	200	100	5.4 (18.2)	0.456 (7.5)	7.49 (12.0)
	L-180	100	15.0	2.4	140	180	5.4 (16.2)	0.460 (7.4)	7.55 (12.2)

E_f , Young's modulus measured by the longitudinal vibration method. Values in parentheses are coefficients of variation (%).

試験体 (H-100またはL-100) では、各製材から2つに切断したそれぞれ対応する試験体の E_f の相関係数はH-100試験体で0.23, L-100試験体で0.15で

(a) Distributions of E_f



(b) CV of E_f

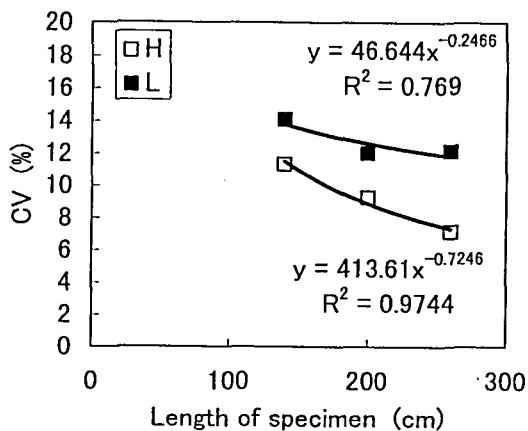


Fig.4.10. Distributions and CVs of Young's modulus (E_f) by the longitudinal vibration method. CV, coefficient of variation; lines, regression curves.

あった。 E_f の変動係数は、Fig.10(b)に示すとおり、試験体の長さが長くなるに従って減少した。回帰累乗式の指数がH試験体で-0.72, L試験体で-0.25であったことから、L試験体の長さ方向の各部位の機械的特性間の相関はH試験体と比較して強いと考えられる。

引張強度データの基本統計を Table 4.5に示した。この表に示しているように、引張強度における長さ効果を推定するためスパン間で破壊した試験体のデータを区別してこれを対象にした。試験体がスパン外、すなわちグリッ内部で破壊した場合は、グリッ内部で破壊した箇所の強度よりスパン内の任意の箇所の強度の方が大きいと考えられるが、この破壊モードは実用目的からは有用性に乏しいと考えたからである。

引張強度データの分布を Fig.4.11に示す。この図から明らかなように、試験体の長さが長くなるにつれて強度が低下する傾向がみられる。しかし、H100試験体と H180試験体の差異は小さかった。

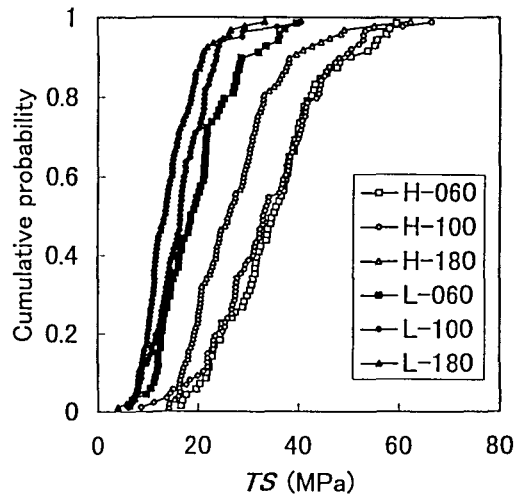


Fig.4.11. Distributions of Tensile strengths (TS) failed within the test span.

Table 4.5 Basic statistics of tensile strength data.

Specimen	All specimens				Specimens failed within the span				N'/N
	N	Tensile strength			N'	Tensile strength			
		Mean MPa	STD MPa	Skewness		Mean MPa	STD MPa	Skewness	
H-060	101	36.83	12.07	0.85	70	35.15	10.37	0.38	69.3
H-100	102	34.40	11.43	0.30	87	34.00	11.13	0.23	85.3
H-180	101	27.99	9.86	1.31	96	27.39	9.26	1.14	95.0
L-060	100	20.66	7.60	0.79	67	19.63	7.44	0.74	67.0
L-100	100	16.90	5.92	1.03	81	16.82	6.10	1.03	81.0
L-180	100	14.43	5.41	1.01	92	14.21	5.27	1.04	92.0

STD, standard deviation. N and N' are the numbers of all specimen and specimens failed within the span, respectively.

4.2.4.2 傾き法による長さ効果の推定

引張強度分布の50thパーセンタイル値における長さ効果パラメータを求めるため各試験体ごとにNPMを求め、試験体長さとNPMの関係をFig.4.12(a)に示す。式(4.8)に示した長さ効果パラメータsについては、Fig.4.12(a)に示したような形で最小2乗法による推定値を求めた。このs推定値は、H試験体で0.268 (=1/3.73), L試験体で0.304 (=1/3.29)であった。H試験体の引張強度における長さ効果はL試験体と比較してわずかに小さいといえる。

同様に、NPL (5thパーセンタイル値) について各試験体ごとに求めた結果をFig.4.12(b)に示す。

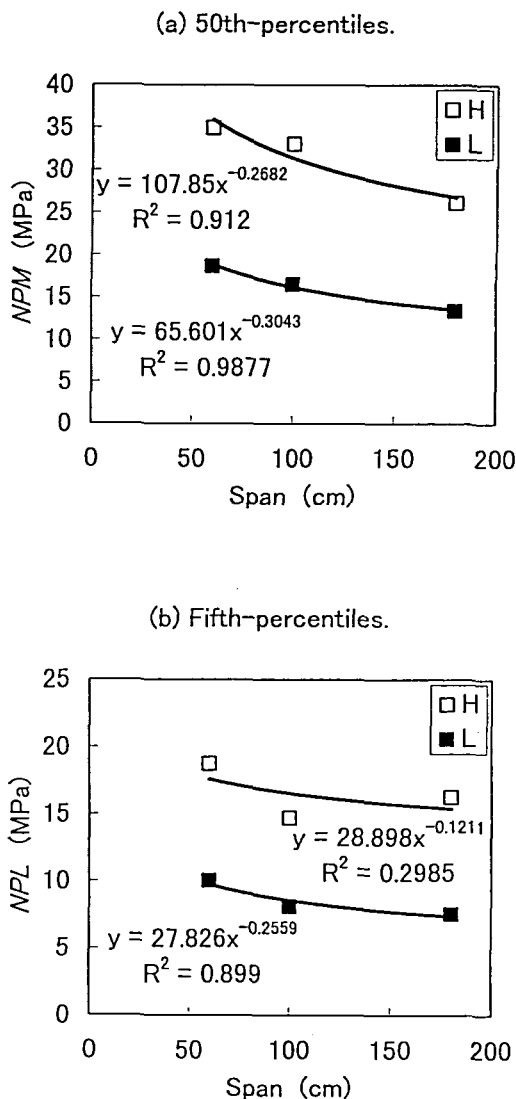


Fig.4.12. Relationship between span and TS. H denotes higher-graded lumbers (H060, H100 and H180) and L denotes lower-graded lumbers (L060, L100 and L180). Both 50th-percentiles(NPM) and fifth-percentiles(NPL) are nonparametric percent point estimates.

このときのs値はH試験体で0.121 (=1/8.26), L試験体で0.256 (=1/3.91)であった。L試験体のNPLにおけるs値およびH試験体のNPMにおけるs値と比較して、H試験体のNPLにおけるs値は非常に小さい値を示した。

物理的および機械的特性が上位等級材では下位等級材より優れていることおよび上位等級材では下位等級材と比較して強度低減要因となる節の含まれている割合が小さいことから、引張強度における長さ効果は下位等級材と比較して上位等級では弱いと考えられる。特に、上位等級材(H試験体)のNPLにおける長さ効果が他と比較して極めて小さいことが明らかになった。

4.2.4.3 パラメトリック法による長さ効果の推定

引張強度が2パラメータ・ワイブル分布(2P-Weibull)と仮定することができる場合、2P-Weibullの形状パラメータ(k)は式(4.8)および式(4.13)に示した長さ効果パラメータsの逆数になる。この2P-Weibullのパラメータを推定するためのフィット方法には、モーメント法、線形回帰法、最尤法などが知られている。そこで、この3種類のフィット方法から求めた形状パラメータkを互いに比較するため、上述のノン・パラメトリック法から求めたsの逆数と比較した。

モーメント法による2P-Weibullの形状パラメータk(2PW-M)は以下の式から得られる。

$$\frac{STD}{Mean} = \frac{\sqrt{\Gamma(1+\frac{2}{k}) - \Gamma^2(1+\frac{1}{k})}}{\Gamma(1+\frac{1}{k})} \dots\dots (4.16)$$

ここで $\Gamma(x)$ はガンマ関数、MeanとSTDはそれぞれTable 4.5に示した引張強度分布の平均値と標準偏差である。

式(4.16)から得たkの値を用いて、2P-Weibullの尺度パラメータmが求められる。

$$STD = m \sqrt{\Gamma(1+\frac{2}{k}) - \Gamma^2(1+\frac{1}{k})} \dots\dots (4.17)$$

ここで、 $\Gamma(x)$ はガンマ関数、STDは標準偏差である。

線形回帰法による2P-Weibullへのフィット方法は、まず、各データを $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ のように昇べき順に並び替えることが必要である。この各強度値に対応する累積確率 $p_i = 1/(n+1)$ を割り当てる。そして、 $t_i = \ln[-\ln(1-p_i)]$, $y_i = \ln x_i$ の変換を行って、各強度データごとに (t_i, y_i) のデータ・セット

Table 4.6 Estimated parameters of 2P-Weibull.

Specimen	Moment : 2PW-M		Regression : 2PW-R		Likelihood : 2PW-L	
	<i>k</i>	<i>m</i>	<i>k</i>	<i>m</i>	<i>k</i>	<i>m</i>
H-060	3.79	38.9	3.95	38.7	3.68	38.9
H-100	3.37	37.9	3.29	37.9	3.34	37.9
H-180	3.25	30.6	3.97	29.9	3.05	30.6
L-060	2.86	22.0	3.16	21.8	2.83	22.1
L-100	3.01	18.8	3.33	18.6	2.87	18.8
L-180	2.94	15.9	3.40	15.7	2.83	15.9

The parameter *k* and *m* are shape parameter and scale parameter of 2P-Weibull, respectively.

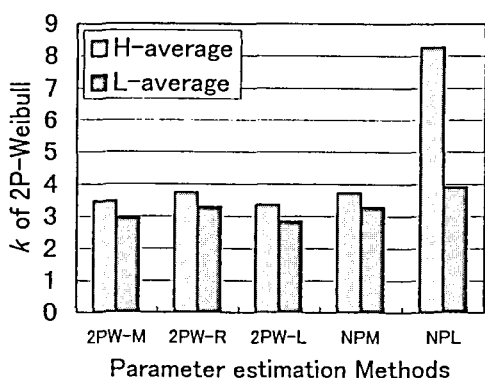


Fig.4.13. Comparison of shape parameters (*k*) of 2P-Weibull to the inverse of length-effect coefficients *s* by the nonparametric method. *NPM* and *NPL* are the inverses of *s* for 50th-percentiles and fifth-percentiles, respectively. 2PW-M, 2PW-R and 2PW-L, see Table 4.6.

を作り、 $y=a+bt$ の直線回帰によってこのY切片 *b*と傾き *a*を求める。2P-Weibullの形状パラメータ *k*と尺度パラメータ *m*は $k=1/b$, $m=\exp(a)$ から得られる。以下では、2PW-Rと呼ぶ。

最尤法では、2P-Weibullの尤度関数は次式で表せる。

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i) = n \ln k - nk \ln m + (k-1) \sum_{i=1}^n \ln x_i - \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{m}\right)^k \quad \dots (4.18)$$

ここで、*f(x)*は2P-Weibullの累積密度関数で次式で表せる。

$$f(x) = \frac{k}{m^k} x^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{m}\right)^k\right] \quad \dots (4.19)$$

式(4.18)の *k*と *m*を偏微分関数が両者とも0に等しくなるような *k*と *m*を漸近法によって探索して求めた。

以上の3種類の方法から推定した形状パラメータ *k*と尺度パラメータ *m*を Table 4.6に示す。L試

験体の場合と比較すると、H試験体の *k*推定値、*m*推定値とも高い値を示した。この傾向はノン・パラメトリック法の結果と同様である。これらの方法から推定した *m*値の方法別の差異は小さかったが、線形回帰法から推定した *k*値は他の2つの方法から得られた *k*値と比較して若干高い値を示した。ノン・パラメトリック法から推定した試験体長さ別の長さ効果パラメータ *s*の平均値の逆数とパラメトリック法から求めた試験体長さ別の *k*の調和平均値を並べて Fig.4.13に示す。パラメトリック法から推定した形状パラメータ *k*はH試験体の *NPL*の場合を除いてほぼ等しい値を示した。このことから、H試験体の *NPL*を除いてパラメータ法も長さ効果パラメータを推定する上で有用と考えられる。

4.2.5 まとめ

カラマツ材の縦引張強度における長さ効果を評価するための実験を行った。引張試験は、3種類の長さ(=60,100および180cm)、2種類の等級、すなわち上位等級(H)と下位等級(L)について行った。以下に示す結果を得た。

- 1) スパン内で破壊した試験体の割合は、H試験体、L試験体両者ともスパン長さが長くなるにつれて増加した。
- 2) H試験体の引張強度分布の5thパーセンタイル値における長さ効果はL試験体より小さく、また、H試験体およびL試験体の50thパーセンタイル値における長さ効果よりも小さくなった。このことから、上位等級材と下位等級材では、異なる長さ効果係数を用いるべきではないかと考えられる。
- 3) H試験体の引張強度分布の5thパーセンタイル値における長さ効果パラメータを除くと、パラメトリック法から推定した2パラメータ・ワイブル分布の形状パラメータから求めた長さ効果パラ

メータとノン・パラメトリック法から求めた長さ効果パラメータは、は、5th パーセンタイル値および50th パーセンタイル値両者の場合においてほぼ等しい値を示した。H 試験体の強度分布の下限域における節等の欠点の影響はL 試験体と異なる傾向を示すものと考えられる。

4.3 カラマツラミナの引張強度分布に及ぼす節の影響

4.3.1 はじめに

集成材をはじめエンジニアード・ウッド製品²⁴⁾を用いた構造設計において、構造用材の縦引張強度は重要なファクターとなっている。製材の引張強度がその長さが長くなるにつれて低下する現象は、製材の引張強度における長さ効果として知られている。Lam と Varoglu²⁵⁾は SPF 人工乾燥材の5th パーセンタイル値について検討しており、引張強度における長さ効果パラメータが、SS 目視等級材では0.19、No 2 目視等級材では0.13であることを報告している。Madsen²⁶⁾は市販の樹種群について、データの25%を用いた傾き法によって長さ効果パラメータ値0.22を得ている。我が国において最も重要な樹種の一つであるスギについては、林ら²⁷⁾が引張強度の長さ効果を検討している。ここでは、32mm×140mmの断面をもつスギ材について、長さ180cm、240cmおよび300cmの引張試験を行い、0.15の長さ効果パラメータを得ている。長さ効果は樹種および等級に依存していると考えられることから、前節に示したように、カラマツ材の長さ効果を評価するための実験を行った。試験体の等級は、上位等級材(H)と下位等級材(L)の2種類でそれぞれの動的ヤング係数の平均値は12.8GPaと7.5GPaである。それぞれについて、引張強度の累積分布に2パラメータ・ワイブル分布(2P-Weibull)をフィットして得られた形状パラメータの逆数は、H 試験体の5th-percentile 値を除いて、ノンパラメトリック法から得た長さ効果パラメータとほぼ一致した。全てのデータを用いて2P-Weibullをフィットして長さ効果パラメータを推定することは有用性が高いと考えられるが、材の多くが節の存在によって破壊しているという事実を無視していることになるのではないだろうか。そこで、以下では、節と引張強度の関係について検討した。この両者の関係に最弱リンク理論を適用するため、仮想的な節の強度分布の概念を提案し、60cmスパンの材の引張強度分布を用いて、100cmおよび180cmスパンの製材の引張強度分布を推定した。

4.3.2 実験

試験体は長野県にある集成材工場において日常的に集成材用に用いられているラミナからサンプリングを行った。試験体は連続式グレーディング・マシン²²⁾を用いて選別を行った。試験に用いた等級は、カラマツラミナのヤング係数分布において比較的上位とされるもの(H)と比較的下位とされるもの(L)の2種類で、それぞれの動的ヤング係数(E_p)は12.8GPaと7.5GPaであった。それぞれの E_p の標準偏差は、H 試験体で1.21GPa、L 試験体で0.96GPaであった。引張試験のスパンは3種類で、60、100および180cmである。従って、試験体の種類は6種類で、各試験体の表記方法は、等級を示す大文字とスパン長さを表す数字を組み合わせ、H-060、H-100、H-180、L-060、L-100およびL-180として表わす。この試験は構造用集成材の日本農林規格²³⁾(JAS)に従って行った。引張強度の50th パーセンタイル値と5th パーセンタイル値は各試験体ごとにノンパラメトリック法で求め、50th パーセンタイル値と5th パーセンタイル値における長さ効果パラメータはそれぞれ傾き法から求めた。詳細は前節を参照されたい。

節については、径が5mm以上のものについて、幅面および厚さ面について引張試験前に測定した。同時に、各試験体について集中節(GK)と材縁節(EK)の節面積比(KAR)を測定し、集中節と個別に最大のものの位置と節面積比を記録した。節面積比を用いたのは、集中節と材縁節についてはJASでは節径比について規定があるが、引張強度に直接影響する製材の断面欠損率として節面積比の方がより直接的な指標として扱うことができると考えたからである。なお、材縁部の節については、幅方向に調整された乾燥済みのラミナの場合は稜線から5mmの範囲を材縁部の節とすると構造用集成材の適正製造基準²⁵⁾において規定されている。試験後、記録した節の位置から破壊したかをチェックして、破壊部近傍から含水率測定用の試験片を採取した。含水率に加えて、平均年輪、比重、また、透明なボードを用いて髄からの距離を各試験体について測定を行った。

4.3.3 結果及び考察

4.3.3.1 節と引張強度の関係

製材の幅面と厚さ面の節の個数をTable 4.7に示す。節の個数はスパンが長くなるについて増加し、一方、変動係数は減少した。H 試験体における節

Table 4.7 Numbers of knots on wide and narrow faces of lumbers.

Specimen	Wide faces				Narrow faces			
	Mean	Maximum	Minimum	Numbers per 1m	Mean	Maximum	Minimum	Numbers per 1m
H-060	7.8 (42.9)	16	0	13.1	1.0 (93.2)	5	0	1.7
H-100	13.5 (42.2)	31	1	13.5	1.6 (87.1)	7	0	1.6
H-180	23.3 (35.9)	40	6	12.9	2.9 (65.4)	8	0	1.6
L-060	10.8 (35.9)	21	2	18.0	1.6 (88.5)	10	0	2.7
L-100	16.9 (32.0)	33	6	16.9	2.6 (62.2)	7	0	2.6
L-180	31.6 (24.5)	54	9	17.6	4.4 (4.4)	10	0	2.5

The diameters of counted knots were bigger than 5mm. Values in parenthesis in the column "Mean" are coefficient of variation (%).

Table 4.8 Correlation coefficients between physical properties and tensile strength (TS).

Specimen	Annual ring width	Distance from pith	Density	Knot area ratio		E_f
				GK	EK	
H-060	-0.340	0.263	-0.242	-0.555	-0.632	0.307
H-100	-0.110	0.173	-0.127	-0.458	-0.510	0.482
H-180	-0.137	0.186	-0.171	-0.540	-0.615	0.255
L-060	-0.364	0.430	-0.000	-0.425	-0.751	0.213
L-100	-0.374	0.256	0.120	-0.609	-0.571	0.359
L-180	-0.316	0.246	0.190	-0.415	-0.511	0.363
Average of H	-0.196	0.207	-0.180	-0.518	-0.585	0.348
Average of L	-0.351	0.311	0.103	-0.483	-0.611	0.312

GK, EK, grouped knots and edge knots- E_f , Young's modulus measured by the longitudinal vibration method.

の引張強度に対する影響はL試験体より小さいことが予測される。次に、Fig.4.14に示すとおり、L試験体においては集中節および材縁節両者ともスパンの増加に伴って大きく増加するのに対してH試験体においてはその増加は比較的小さい。特に、第一四部点 (First Quartile) についてはこの傾向は顕著である。より大きな節面積比がより大きく引張強度を低減されると考えられることから、L試験体における長さ効果はH試験体と比較して大きいことがこのことから予測可能である。

物理的性質と引張強度の相関関係をTable 4.8に示す。この表から、ここに列挙した特性の中で最も引張強度に影響力のある要因としては節であり、この中で、集中節と材縁節の相関係数の差異は比較的小さくなっている。集中節または材縁節の位置で破壊した割合とスパンの関係をFig.4.15に示す。この割合は68%から88%の範囲にあり、材のほとんど

は節の箇所で破壊していることが明らかである。L試験体におけるこの割合はスパンが長くなるにつれて、H試験体と比較して減少傾向が顕著である。

破壊位置の長さ方向の部位をFig.4.16に示す。いずれの試験体においても、より近いグリップからの距離でみるとほぼ一様分布と考えられる。試験スパンが長くなると、破壊する可能性のある位置が増加するという点からは、影響があると考えられる。

4.3.3.2 仮想節強度分布

製材の引張強度は最弱リンク理論²⁵⁾に基づくと、鎖状の連鎖を構成する各要素の中で最弱のもの強度に置き換えることができる。図Fig.4.17(a)に示したように、節のないn個の要素からなる部材を想定すると、次式に示すとおり、この部材の引張強度の累積分布関数(CDF)は、各要素の引張強度の累積分布関数を用いて表すことができる。

$$F(x) = 1 - [1 - G_c(x)]^n \dots\dots (4.20)$$

ここで、 n は要素数、 $F(x)$ と $G_c(x)$ はそれぞれ部材および節のない要素の累積分布関数である。

市販の木材の場合 Fig.4.17(b) に示すように節のない部分と節のある部分から構成されていると考えられる。仮に、この部材が $(n-k)$ 個の節のない要素と k 個の節のある要素から構成されているとすれば、この部材の累積分布関数は次式に示すとおりになると考えられる。

$$F(x) = 1 - \{ [1 - G_c(x)]^{n-k} [1 - G_k(x)]^k \} \dots\dots (4.21)$$

ここで、 $G_k(x)$ は節のある一つの要素に関する累積分布関数で k は節のある要素の個数である。

各要素の個数、寸法及び強度を求めることは不可能なので、ここでは、各部材は節のない部分と節の

ある部分の2つから構成されていると仮定した。以下では、この節のある部分の強度について、仮想節強度を呼ぶことにした。なお、この仮想節強度は節の強度を指す用語ではない。式 (4.21) の $[1 - G_c(x)]^{n-k}$ に $[1 - F_c(x)]$ 、 $[1 - G_k(x)]^k$ に $[1 - F_k(x)]$ を代入すると次式になる。

$$F(x) = 1 - \{ [1 - F_c(x)] [1 - F_k(x)] \} \dots\dots (4.22)$$

ここで、 $F_c(x)$ と $F_k(x)$ はそれぞれ節のない(クリアーな)木材強度と仮想節強度の累積分布関数を表す。

一定長さの各部材の $F_c(x)$ と $F_k(x)$ を求めることができれば、任意の長さの部材の引張強度分布を $F_c(x)$ と $F_k(x)$ を用いて推定することが可能である。節の個数は Table 4.7 に示したように製材長さの増加に伴って増加することおよび Fig.4.15 に示したように製材の多くは節によって破壊することから、

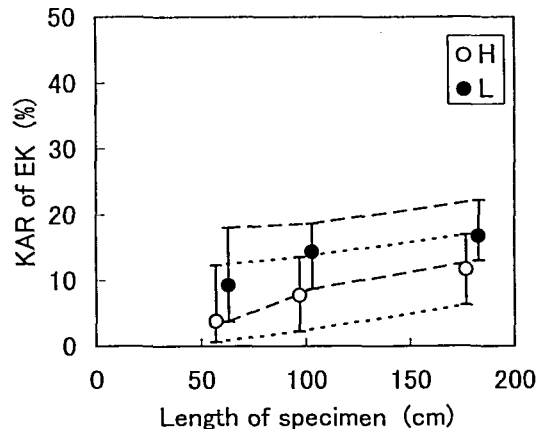
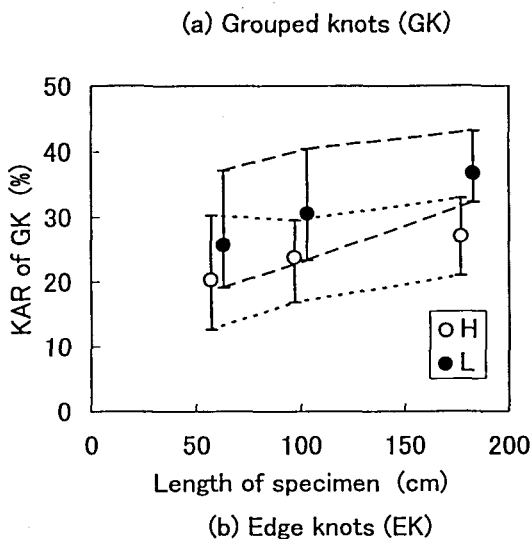


Fig.4.14. Knot area ratio(KAR) of grouped knots and edge knots. Plots and Error bars denote medians and quartile ranges, respectively.

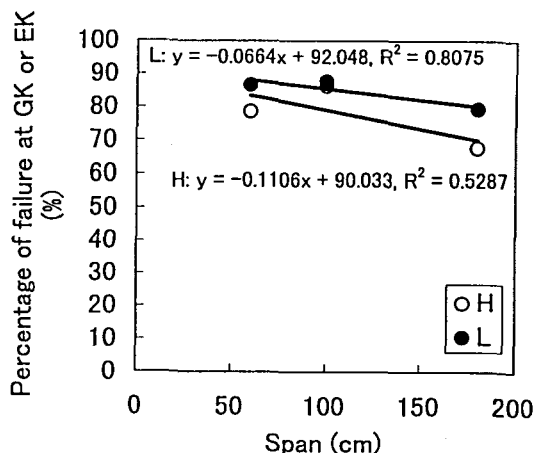


Fig.4.15. Relationship between spans and percentages of failure by GK or EK. R2 is coefficient of determination.

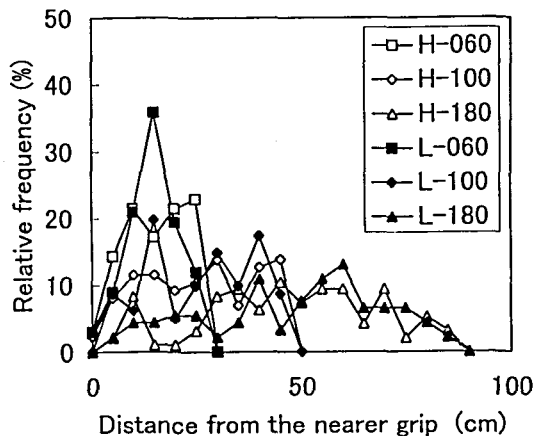


Fig.4.16. Distribution of lengthwise failed location.

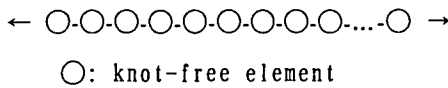
$F_k(x)$ と比較して $F_c(x)$ は材長の影響は小さいものと考えられる。式 (4.22) から、任意長さ L の製材の引張強度の累積分布関数は、基準長さ L_0 における $F_k(x)$ を用いて次式で表すことができる。

$$F(x) = 1 - [1 - F_c(x)][1 - F_k(x)]^{L/L_0} \dots\dots (4.23)$$

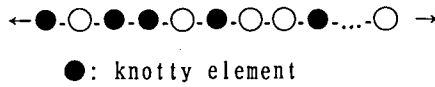
ここで、 $F(x)$ は長さ L の製材の引張強度の累積分布関数である。

H 試験体における $F(x)$ を求めるため、H060試験体の引張強度データに3P-Weibullをフィットした。

(a) knot-free member



(b) full size member



(c) assumed knot strength distribution

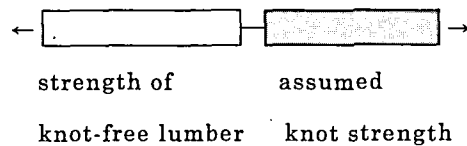


Fig.4.17. Concept of assumed knot strength distribution.

この3P-Weibull は次式で表すことができる。

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-x_0}{m}\right)^k\right] \dots\dots (4.24)$$

ここで、 k , m , x_0 はそれぞれ3P-Weibullの形状パラメータ、尺度パラメータ、位置パラメータである。この位置パラメータ x_0 はいずれの長さの試験体においても共通な極小値と考えられることから、位置パラメータ x_0 は探索して、H 試験体全体について相関係数が最も高いものを選んだ結果、 x_0 は4.1 MPaとなった。残りの2つのパラメータ k と m はH060試験体の引張強度データを用いて最尤法によって求めた。

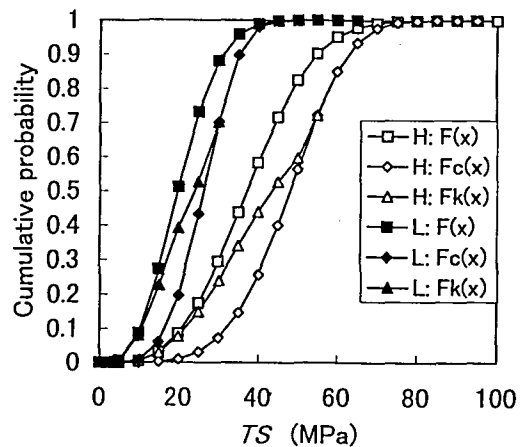


Fig.4.18. Distribution of the assumed GK strength: $F_k(x)$. GK, grouped knots; $F(x)$, fitted 3P-Weibull function to data; $F_c(x)$, cumulative distribution function of tensile strength of knot-free lumbers. Knot area ratio(KAR) of grouped knots and edge knots. Plots and Error bars denote medians and quartile ranges, respectively.

Table 4.9 Parameters of 3P-Weibull and 2P-Weibull used for estimation of length effect.

Specimen	Original CDF of TS: $F(x)$			Estimated CDF of knot-free lumber: $F_c(x)$		
	k	m	x_0	k	m	x_0
	Likelihood method using 100% TS data			with GK data		
H	2.80	37.7	4.1	4.19	48.0	4.1
L	2.40	20.0	2.6	3.77	26.1	2.6
	Likelihood method using 100% TS data			with EK data		
H	2.80	37.7	4.1	5.08	42.6	4.1
L	2.40	20.0	2.6	4.41	23.0	2.6
	Likelihood method using lower 10% TS data			with GK data		
H	7.62	29.4	0	6.76	43.4	0
L	3.97	21.5	0	7.61	22.4	0
	Regression method using lower 10% TS data			with GK data		
H	6.45	30.6	0	4.36	52.5	0
L	2.72	28.6	0	15.46	18.2	0

CDF, cumulative distribution function estimated using H060 and L060 data; k , m , x_0 , shape parameter, scale parameter, location parameter of 3P-Weibull, respectively; GK, grouped knots; EK, edged knots.

H 試験体の $F_c(x)$ を求めるため、集中節によって破壊したとみられる試験体の引張強度データを選択した。この引張強度データは $X_{(j)}$ で表し、添字の

(j) は j 番目のデータを表す。 $X_{(j)}$ に対応する $KAR_{(j)}$ と $X_{(j)}$ を用いて、 $X_{c(j)} = X_{(j)} / (1 - KAR_{(j)})$ の計算を行った。この $X_{c(j)}$ に 3P-Weibull を最尤法によってフィットして、H 試験体の $F_c(x)$ を求めた。

同様に、L 試験体についても $F(x)$ と $F_c(x)$ の計算を行い、位置パラメータは 2.6MPa となった。この集中節データを用いて得られたパラメータと材縁節データを用いて得られたパラメータの両者を Table 4.9 に示す。集中節データを用いたときの $F_c(x)$ のパラメータは材縁節データを用いたときのパラメータとほぼ等しい値が得られた。式 (4.23) の $L_0 = L = 60\text{cm}$ として H060 試験体と L060 試験体の $F_k(x)$ を求めた。

累積分布関数 $F(x)$, $F_c(x)$ および $F_k(x)$ を Fig.4.18 に示す。 $F_k(x)$ の値が、H 試験体では引張強度 $TS > 51.6\text{MPa}$ の範囲で、L 試験体では $TS > 27.6\text{MPa}$ の範囲で、 $F_c(x)$ の値より小さくなったので、この範囲においては、 $F_k(x)$ の値は $F_c(x)$ の値を用いた。

H 試験体と L 試験体の $F(x)$ と $F_c(x)$ の形状を比較するため、各パーセント・ポイントにおける L 試験体の x 値に対する H 試験体の x 値の比を求めた。このとき H 試験体と L 試験体の E_f 値の差も考慮した。任意の E_f 値を持つ場合の $F(x)$ と $F_c(x)$ の計算を容易にするため、 E_f 値の差 ($=dE_0$) で除し

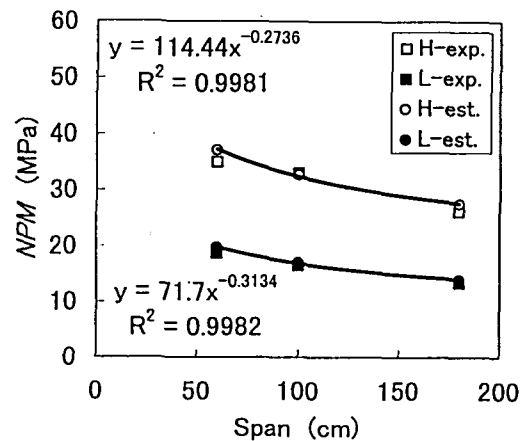
た。この差は 5.1GPa [$=12.6$ (H060 試験体) - 7.5 (L060 試験体)] であった。 1GPa ($=h_i$) 当たりのべき乗数は次式で表せる。

$$\frac{X_H(i)}{X_L(i)} = h_i \cdot dE_0 \quad \dots\dots (4.25)$$

ここで、 $X_{H(i)}$ と $X_{L(i)}$ はそれぞれ i-th パーセント・ポイントにおける H060 試験体の x 値、L060 試験体における x 値である。任意の i-th パーセント・ポイントにおける h_i を Fig.4.19 に示す。図に示すとおり、「元データ (Original)」、「仮想集中節強度 (C-GK)」、「仮想材縁節強度 (C-EK)」の差異は小さく、いずれもパーセント・ポイント値が増加するにつれて減少する傾向がみられた。これらの分布の形状の差異は小さいといえる。

4.3.3.3 引張強度における長さ効果の推定

(a) 50th-percentiles.



(b) Fifth-percentiles.

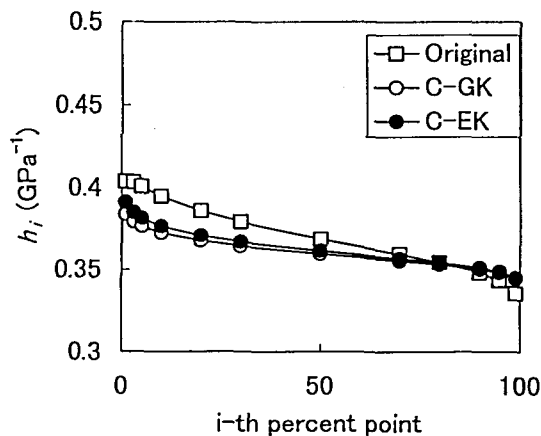
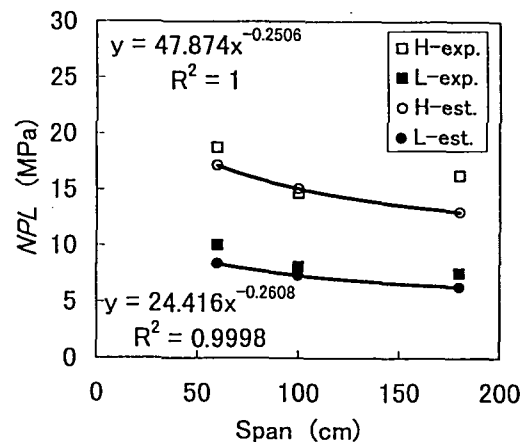


Fig.4.19. Comparison of TS distribution between original data and estimated knot-free strength. h_i , multiplying factor of TS per 1 GPa of E_f at i-th percentile: Original, calculated from $F(x)$; C-GK and C-EK, calculated from $F_c(x)$ using GK and EK data, respectively.

Fig.4.20. Estimation of NPM and NPL. NPM and NPL are 50th-percentile and fifth-percentiles of tensile strength distribution by nonparametric method. Lines are regression curves of estimated values. R2 is coefficient of determination.

Table 4.10 Comparison of length effect parameters between nonparametric method and estimation with assumed knot strength distribution.

Specimen	Nonparametric method	Estimated with assumed knot strength distribution			
		100% GK data Likelihood	100 % EK data Likelihood	Lower 10% GK data Likelihood	Regression
50th percentiles					
H	0.268	0.274	0.275	—	—
L	0.304	0.313	0.312	—	—
Fifth percentiles					
H	0.121	0.251	0.255	0.094	0.190
L	0.256	0.261	0.264	0.250	0.233

試験スパン長が60cmの試験体の引張強度分布データに基づいて試験スパン長が100cmと180cmのものの引張強度分布を推計することにより、引張強度における長さ効果の推定を試みた。H試験体の場合、H060試験データから得られた $F_c(x)$ と $F_k(x)$ を用いて式(4.23)からH100試験体およびH180試験体の引張強度分布を求めた。この後、各試験体の引張強度分布における50th-percentile値と5th-percentile値を求め、傾き法から、それぞれ50th-percentile値と5th-percentile値における長さ効果パラメータを求めた。L試験体の場合も同様の計算を行った。これにより推定した50th-percentile値と5th-percentile値をFig.4.20に示す。併せて、50th-percentile 実験値(NPM)と5th-percentile 実験値(NPL)をFig.4.20に示す。Fig.4.20(a)に示すとおり、50th-percentile値の場合は実験データのプロットは推定曲線上にほぼのっているが、Fig.4.20(b)に示すとおり、5th-percentile値については、この推定曲線から実験データのプロットは離れている。

このときの長さ効果パラメータ推定値はTable 4.10に示す。50th-percentile値の場合は、この推定パラメータとノンパラメトリック法によって得られたパラメータ値とはほぼ一致しているのに対して、5th-percentile値については、3P-Weibull フィットによる方法以外の他の方法が必要ではないかと考えられる。Durransら²⁵⁶⁾は、仮に真の母集団が3P-Weibull分布に従っていたとしても、この分布の下限域におけるパーセントイル値の推定において2P-Weibullモデルを用いる方がよりよい推定値が得られることを報告していることから、2P-Weibullを用いて引張強度分布の5th-percentile値を推定することを試みた。また、この報告²⁵⁶⁾において、下限域10%のデータを用いる場合、バイアス基準では最尤法が、誤差基準では線形回帰法が最も適合度が

高いことを示している。そこで、この2つの方法を適用して2P-Weibullをフィットして、得られた2P-WeibullのパラメータについてはTable 4.9に、このパラメータを用いて計算した長さ効果パラメータについてTable 4.10に示す。明らかに、最尤法によって2P-Weibullをフィットして得られた5th-percentile値における長さ効果パラメータは、いずれの推定結果よりより実験結果に近い値を示した。5th-percentile値における長さ効果パラメータの推定に当たっては、3P-Weibullをフィットする方法より、最尤法により2P-Weibullをフィットする方法の方が優れていると考えられる。

4.3.4 まとめ

カラマツ材の縦引張強度における寸法効果を評価するための実験を行った。引張試験は、スパン長さ60, 100および180cmの3種類、等級は上位等級(H)と下位等級(L)の2種類で行った。以下に、引張強度に及ぼす節の影響についても検討して得られた結果を示す。

1. 節の個数はL試験体のほうがH試験体より多く、L試験体の節面積比は、H試験体と比較して、スパンの長さに伴って大きく増加する傾向がみられた。
2. 物理的特性(平均年輪幅、髄からの距離、比重、動的ヤング係数(E_f)および節)と引張強度の相関係数を計算した結果、節がもっとも引張強度に影響を与える因子と考えられる。
3. 仮想節強度の概念を用いて、長さ効果パラメータの推定を試みた。50th-percentile値における長さ効果パラメータについては3P-Weibullをフィットしてよく推定できることが明らかになった。一方、5th-percentile値については下限域10%のデータに対して2P-Weibullを最尤法によってフィットした場合により推定結果が得られ

Table 4.11 Knot specification in JAS²³⁰⁾.

Item	Grade a	Grade b	Grade c	Grade d
Grouped knots diameter ratio	Not more than 20%	Not more Than 30%	Not more than 40%	Not more than 50%
Diameter ratio In width	Not more than 17%	Not more Than 25%	Not more than 33%	Not more than 50%

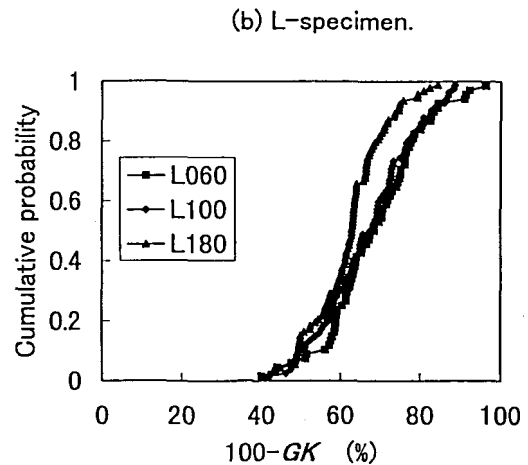
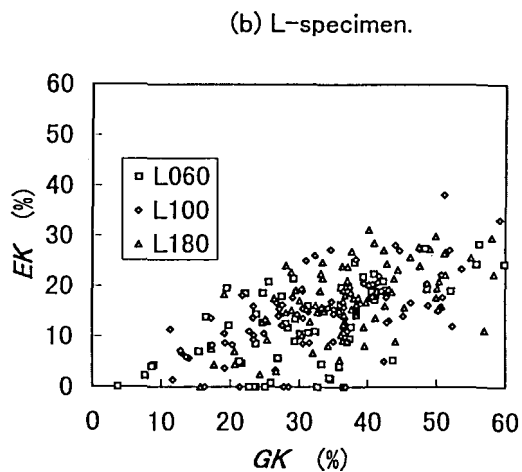
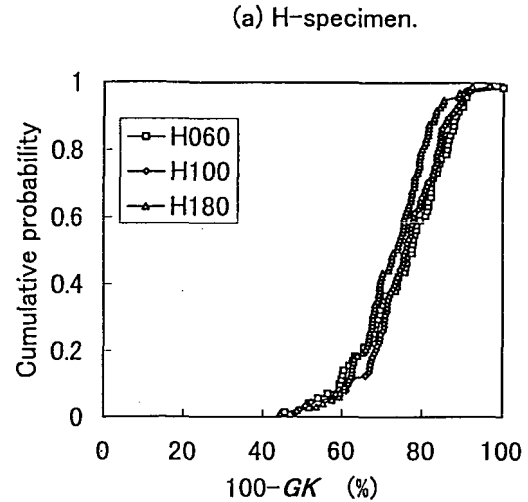
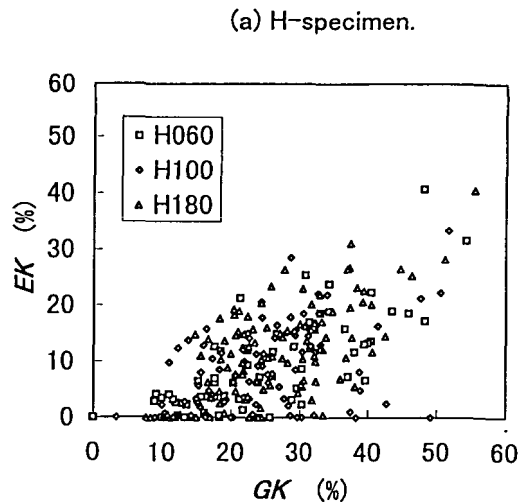


Fig.4.21. Relationship between grouped knots (GK) and edge knots(EK).

Fig.4.22. Distribution of GK.

た。H試験体とL試験体の引張強度における長さ効果の差は節の存在いかに依存しているといえる。また、仮想節強度の概念に基づく独立モデルによれば、長さの異なる製材の引張強度分布を表すことができると考えられる。

4.4 カラマツラミナの引張強度分布における節による制限の効果

4.4.1 節による制限

前節において、カラマツラミナの引張強度における長さ効果に対して節の存在が関係していることを示した。以下では、このような機械等級区分を行ったラミナについて、節の制限を設けた場合にラミナの引張強度における長さ効果にどのような影響を与えるかについて検討を行った。

構造用集成材 JAS²³⁰⁾においては、Table4.11に示すように、幅面における節径比によって目視等級区分についての規定がある。節径比と比較して節面

積比の方がより引張強度の低減率を表していると考えられることから、JASにおける節径比の基準値を参考にして、各試験体について集中節の節面積比（GK）によって以下に示すような区分を行った。

〈節による等級区分〉

Grade a: 節面積比（GK）が20%以下（目視等級1等に対応）。

Grade b: 節面積比（GK）が30%以下（目視等級2等に対応）。

Grade c: 節面積比（GK）が40%以下（目視等級3等に対応）。

Grade d: 節面積比（GK）が50%以下（目視等級4等に対応）。

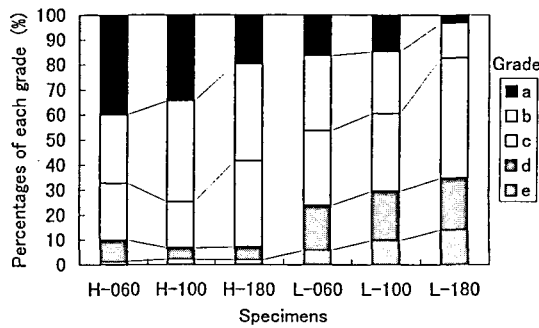


Fig.4.23. Percentages of each visual grade.

Grade e: 節面積比（GK）が50%より大（格外等級）。

JASの目視等級区分については、Table 4.11に示すように、材縁節に対する規定もあるが、Fig.4.21に示すとおり、GKの節面積比が大きいものは材縁節（EK）についても大きい傾向がみられることから、以下では、GKについてのみ検討の対象とした。

4.4.2 節面積比の分布

各試験体別に節面積比の分布をFig.4.22に示す。この図においては、前出の引張強度分布図（Fig.4.11）と対応させるため、横軸には節面積比（%）を100%から引いた値を用い、縦軸には累積確率を用いた。図に示すように、試験体長さが長くなるにつれて、節面積比の分布は節面積比が大きくなる方向にシフトする傾向がみられた。

次に、上述の区分方法によって各グレードに振り分けた時の各グレードごとの個数を引張強度の平均値及び標準偏差と併せてTable 4.12に示す。これから、各グレードの占める割合を求めると、Fig.4.23に示すとおり、試験体長さが長くなるに従って、グレードの高いものの割合が低下する傾向がみられた。H試験体とL試験体を比較すると、

Table 4.12 Tensile strength of each visual grade.

Specimen	Grade	Number	Mean of TS. (MPa)	Standard deviation of TS. (MPa)
H-060	a	28	41.3	9.6
	b	19	32.8	9.8
	c	16	32.4	7.2
	d	6	24.3	4.6
H-100	a	30	39.6	11.1
	b	35	33.3	9.6
	c	16	30.2	8.5
	d	4	23.1	12.5
H-180	a	19	36.6	10.6
	b	37	26.8	8.3
	c	33	24.9	5.8
	d	5	17.7	3.8
L-060	A	11	21.6	4.8
	b	20	22.3	8.4
	c	20	20.0	7.4
	d	12	15.9	5.3
L-100	a	12	22.5	7.2
	b	20	20.2	4.7
	c	25	15.4	3.9
	d	16	13.2	5.1
L-180	a	3	19.9	11.7
	b	13	18.3	5.7
	c	44	13.9	4.8
	d	19	13.2	4.1

Note: Grading was done with knot area ratio.

グレード e (格外等級) の割合は H 試験体の方が小さく、また、L 試験体では、試験体長さが長くなるにつれて、グレード e の増加傾向は顕著であるのに対して、H 試験体では、グレード e の割合はほとんど増加していないことが認められる。

グレード e は強度低減率が大きいことから、各試験体の引張強度分布の下限域を構成している確率が高いと考えられる。従って、各試験体におけるグレード e の割合が高いということは強度下限値が低くなるということにつながると考えられる。このことから、試験体長さが長くなるに従って引張強度下限値の低下傾向が H 試験体と比較して L 試験体においてより顕著に現れることが予想される。これは、4.2で示したように、L 試験体の方が H 試験体より下限値において長さ効果がより顕著であるという傾向と一致した。

4.4.3 節制限の引張強度分布に及ぼす影響

各グレードごとの引張強度の平均値と標準偏差は Table 4.12に示したところであるが、節面積比の大きなものを除外することによってどの程度引張強度分布が変化するか、4.2で述べたノン・パラメトリック法を用いて50パーセンタイル値と5パーセンタイル値を求めて、検討を行った。Fig.4.23に示したように、グレード a とグレード b のみを選別するとおおむね半数以下になるので、ここでは、以下の2種類の区分について検討した。

〈節制限の基準〉

C: グレード a, b 及び c (グレード d と e を除く)

D: グレード a, b, c 及び d (グレード e を除く)

各基準ごとに求めた50th パーセンタイル値とスパンの関係を示す Fig.4.24に示す。図に示すとおり、

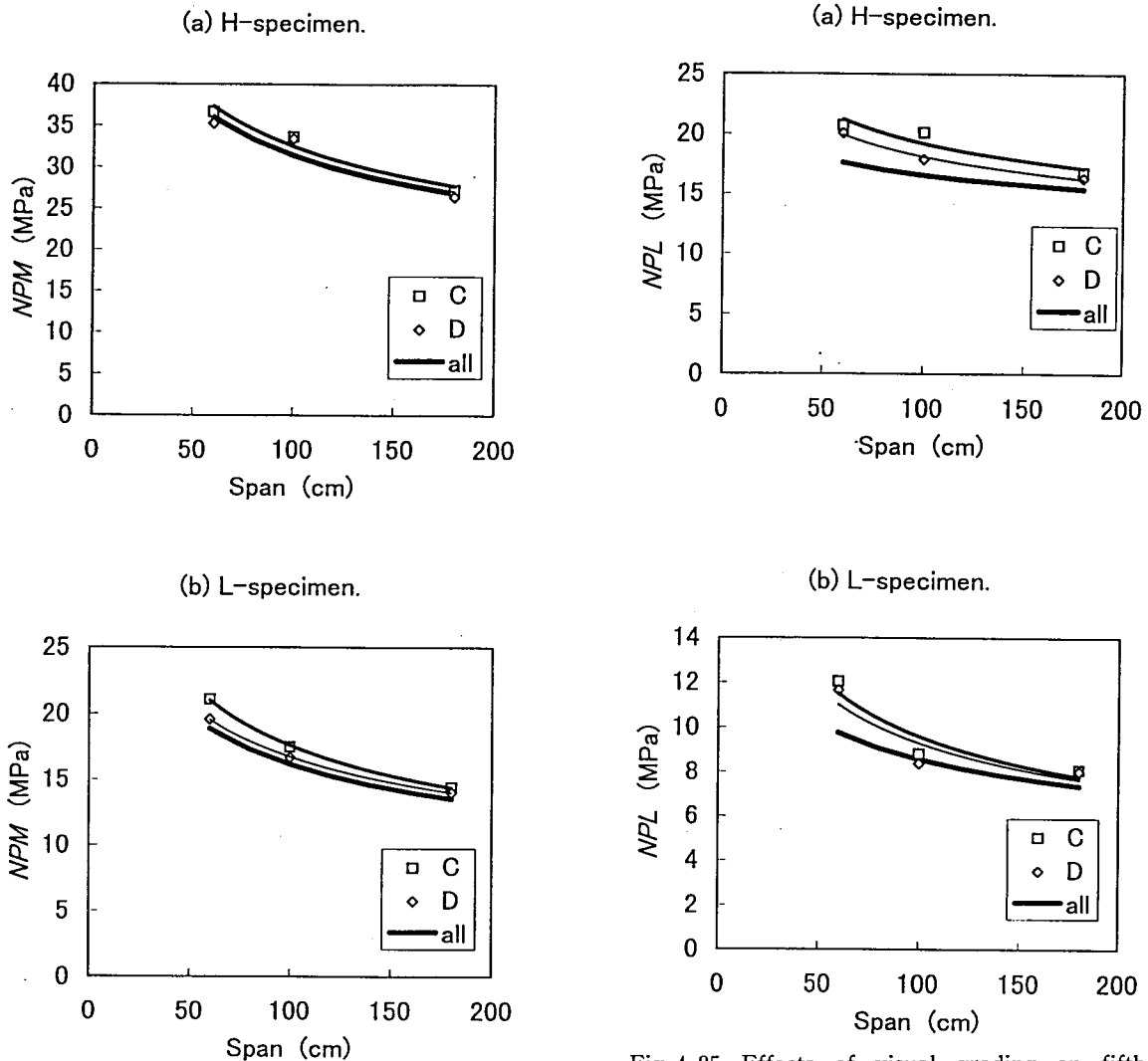


Fig.4.24. Effects of visual grading on 50th-percentiles (NPM).

C, grade a, b and c; D, grade a, b, c and d; H and L specimen, see Fig.4.12.

Fig.4.25. Effects of visual grading on fifth-percentiles (NPL).

C, grade a, b and c; D, grade a, b, c and d; H and L specimen, see Fig.4.12. Effects of visual grading in L-type.

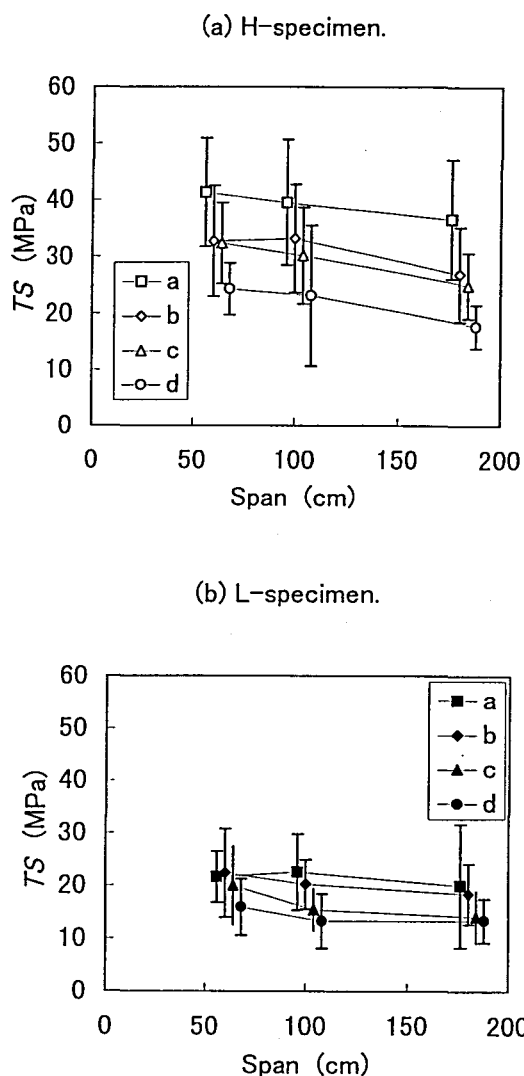


Fig.4.26. Relationship between span and TS of each grade. Plots, averages of TS; error bars, standard deviations; a, b, c, and d, visual grading based on knot area ratio.

H 試験体及びL 試験体両者とも50th パーセンタイル値に対する節制限の効果は小さいことが明らかになった。特に、H 試験体においては、節制限の効果は非常に小さいと考えられる。

一方、5th パーセンタイル値については、Fig.4.25に示すとおり、スパンが60cmの時は節制限を設けることによって5th パーセンタイル値が上昇する傾向がみられたが、スパン180cmではほとんど基準C及びDと節制限を設けない場合の5th パーセンタイル値と極めて近い値を示した。引張強度における節制限の効果は、引張強度分布の中央域では非常に小さく、下限域においても、スパン長さが長くなるに従って小さくなると考えられる。

この理由として、節による等級区分を行った場合、各グレードごとの強度分布のバラツキが大きいことが考えられる。Table 4.12に示した各グレードごとの引張強度の平均値と標準偏差を図化すると、Fig.4.26に示すとおり、H 試験体及びL 試験体とも各グレードにおけるばらつきは大きく、平均値に差がみられたとしてもそれぞれの強度分布は互いに重なり合っている部分が多いことが明らかである。特に、H 試験体と比較して、L 試験体においては各グレードの平均値の差異は小さくなっている。以上のことから、機械等級区分を行ったラミナの引張強度はスパン長がある程度長ければ節による制限の効果は極めて小さいと考えられる。

4.4.4 まとめ

機械等級区分したカラマツラミナに対して、節による制限を設けた場合の引張強度分布の変化について検討するため、引張強度の中央値及び下限値を求めた。引張強度分布の中央値については、節による制限の効果は小さく、下限値についてもスパン長が長くなるに従ってその効果は小さくなる傾向を示した。

実用的な見地からは、機械等級区分を行ったラミナについては、節による制限の意義は小さいと考えられた。

第5章 総括

5.1 カラマツ正角材の曲げ、圧縮及び引張強度分布下限域の特性

信頼性設計においては、強度下限域を精度よく推定する必要があることから、曲げ、圧縮及び引張における各強度分布の下限域における特性について検討し、以下の結論が得られた。

- (1) カラマツ正角材の曲げ、圧縮及び引張強度分布下限域における差異を明らかにするため、ノン・

パラメトリック法によって求めた5th-percentile値 (NPE) と正規分布 (N)、対数正規分布 (LN)、2パラメータ・ワイブル分布 (2P-Weibull) をフィットさせて得られた5%下限値との比較を行った。このとき、2P-Weibullについては、全データをフィットさせた場合 (W) と下限域15%のデータをフィットさせた場合 (W-15) の2種類とした。曲げ強度については、LN

と W-15, 圧縮強度は, N, LN, W, W-15のすべて, 引張強度は, LN と W-15のそれぞれの分布関数から求めた 5%下限値が NPE とほぼ等しい値を示した。従って, 圧縮強度は, 曲げ及び引張強度と異なる強度分布特性をもつことが明らかになった

- (2) 次に, ヤング係数と各強度分布の関係を明らかにするため, ヤング係数により, 上位・中位・下位(上位と中位の境界=平均値+標準偏差, 中位と下位の境界=平均値-標準偏差)に区分して, 各ヤング係数区分ごとの強度分布について検討した。各区分ごとの強度分布の 5%下限値を比較すると, 曲げ強度と引張強度については, 上位と中位の差より中位と下位の差が小さく, 圧縮強度と異なる傾向を示した。従って, ヤング係数区分の効果が両者間で異なることが明らかになった。
- (3) 逆に, 強度区分別のヤング係数分布を求めた結果, 強度分布下限域を構成する強度データと同一のグループとして扱うことが可能な範囲について, 曲げ強度は下限域15%程度, 圧縮強度は100%, 引張強度は下側50%程度となった。以上のことから, フィット分布関数については, 曲げ強度は下限域15%のデータを2P-Weibullに, 圧縮強度は全データを対数正規分布に, 引張強度は下側50%のデータを2P-Weibullにそれぞれフィットさせることにより, 強度下限域の推定精度が向上する可能性が示唆された。

5.2 カラマツ同一等級ラミナ構成集成材の動的ヤング係数に及ぼす積層数の影響

打撃法による縦振動ヤング係数は材内の平均的な材質を表していると考えられているが, 通常, 静的ヤング係数と比較して高い値を示すことが多い。そこで, 比較的断面内のヤング係数分布のばらつきが小さいと考えられる同一等級ラミナ構成集成材の静的曲げヤング係数, 縦振動ヤング係数, たわみ振動ヤング係数を測定した結果, 以下の結論が得られた。

- (1) 静的曲げヤング係数に対する縦振動ヤング係数の比は, 水平積層材では積層数の増加に伴って増加する傾向がみられたのに対して, 垂直積層材についてほぼ一定の値を示した。また, 静的曲げ試験における加力方向と, たわみ振動測定時における打撃方向が一致している場合は, 静的曲げヤング係数に対するたわみ振動ヤング係数の比は積層数の影響を受けず, ほぼ一定の値を示した。
- (2) ラミナ内のヤング係数については, 幅方向では, 中央部が低く, 両端が高い傾向がみられ, 長さ方

向では変動が大きい傾向がみられた。

- (3) 縦振動ヤング係数が集成材の断面内における各ラミナのヤング係数の最大値に支配されると仮定して静的曲げヤング係数と縦振動ヤング係数の関係についてシミュレーションを行った。このシミュレーション結果が実験結果とほぼ同様の傾向を示したことから, 比較的断面内のヤング係数のバラツキの小さな集成材においても, 縦振動ヤング係数に対するラミナ内の長さ方向のヤング係数変動の影響を無視することができないことが明らかになった。

5.3 カラマツ同一等級ラミナ構成集成材の縦圧縮強度に及ぼす積層数の影響

木材は圧縮力に対してじん性(ductile)であることから, 圧縮強度は材内の各部分の平均的な圧縮強度を示すと考えられる。そこで, 比較的断面内の強度特性のばらつきが小さいと考えられる同一等級ラミナ構成集成材を用いて, 縦圧縮強度に及ぼす積層数の影響について以下のことが明らかになった。

- (1) グレーディング・マシンを用いて測定したヤング係数によるラミナの等級区分は, 圧縮強度に対しても有効である。
- (2) 圧縮強度は, 積層数に関わらず比重と高い相関が認められた。
- (3) 積層数 n の増加に伴い, 圧縮強度の標準偏差は小さくなり 5th percentile 値も上昇した。比重の標準偏差は積層効果(標準偏差の減少)の理論値である $1/\sqrt{n}$ に近い値を示したが, 圧縮強度における積層効果は比重の積層効果と比較すると非常に小さかった。
- (4) 平均圧縮強度における寸法効果は認められなかった。また, 下限値の理論値に対する実験値の比における積層数の影響も非常に小さく, 上位等級と下位等級の差も小さかった。
- (5) 圧縮強度と MOR を比較すると, 圧縮強度の方が大きい値を示した。従って, カラマツ同一等級ラミナ構成集成材の曲げに関しては, 圧縮面の塑性変形が生じる応力に達する前に曲げ破壊が生じると考えられる。

5.4 ラミナ内のヤング係数変動と引張強度における長さ効果

- (1) カラマツラミナの長さ方向の局所ヤング係数変動
カラマツラミナの長さ方向の局所ヤング係数変

動について、ヤング係数をグレーディンマシンにより比較的高いヤング係数のラミナ (H) と低いラミナ (L) の測定を行い、両者を比較した結果、以下のことが明らかになった。

- (a) ラミナ内ヤング係数の標準偏差の分布は正のひずみもち、歪み度はHとLでそれぞれ1.62と0.90であった。また、最頻値はHとLでそれぞれ0.5GPaと0.4GPaであった。
 - (b) ラミナ内ヤング係数の傾きの分布も正のひずみもち、歪み度はHとLでそれぞれ1.30と1.00であった。ラミナ内の標準偏差とこの傾きの関係から、ラミナ内標準偏差は主としてこの傾きに依存していることが明らかになった。
 - (c) ラミナ内ヤング係数の周期性について自己相関係数を求めた結果、約60cm周期のものが多く含まれることが明らかになった。ヤング係数の回帰残差および節の出現率についても同様の傾向がみられた。
- (2) カラマツラミナの引張強度における長さ効果
カラマツ材の引張強度における長さ効果を評価するための実験を行った。引張試験は、3種類の長さ (=60,100および180cm)、2種類の等級、すなわち上位等級 (H) と下位等級 (L) について行った。以下に示す結論を得た。
- (a) スパン内で破壊した試験体の割合は、H試験体、L試験体両者ともスパン長さが長くなるにつれて増加した。
 - (b) H試験体の引張強度分布の5thパーセンタイル値における長さ効果はL試験体より小さく、また、H試験体およびL試験体の50thパーセンタイル値における長さ効果よりも小さくなった。このことから、上位等級材と下位等級材では、異なる長さ効果係数を用いるべきではないかと考えられる。
 - (c) H試験体の引張強度分布の5thパーセンタイル値における長さ効果パラメータを除くと、パラメトリック法から推定した2パラメータ・ワイブル分布の形状パラメータから求めた長さ効果パラメータとノン・パラメトリック法から求めた長さ効果パラメータは、5thパーセンタイル値および50thパーセンタイル値両者の場合においてほぼ等しい値を示した。H試験体の強度分布の下限域における節等の欠点の影響はL試験体と異なる傾向を示すものと考えられる。
- (3) カラマツラミナの引張強度に及ぼす節の影響
引張強度に及ぼす節の影響について、最弱リンク

理論を適用して得られた結論を以下に示す。

- (a) 節の個数はL試験体のほうがH試験体より多く、L試験体の節面積比は、H試験体と比較して、スパンの長さに伴って大きく増加する傾向がみられた。
 - (b) 物理的特性 (平均年輪幅、髄からの距離、比重、動的ヤング係数 (Ef) および節) と引張強度の相関係数を計算した結果、節がもっとも引張強度に影響を与える因子と考えられる。
 - (c) 仮想節強度の概念を用いて、長さ効果パラメータの推定を試みた。50th-percentile 値における長さ効果パラメータについては3P-Weibullをフィットしてよく推定できることが明らかになった。
- 一方、5th-percentile 値については下限域10%のデータに対して2P-Weibullを最尤法によってフィットした場合により推定結果が得られた。H試験体とL試験体の引張強度における長さ効果の差は節の存在いかに依存しているといえる。また、仮想節強度の概念に基づく独立モデルによれば、長さの異なる製材の引張強度分布を表すことができると考えられる。
- (4) カラマツラミナの引張強度分布における節制限の効果

機械等級区分したラミナに対して節による制限を設けた場合、引張強度の中央値については節制限の効果は小さく、下限値についてもスパンが長くなるに従って節制限の効果は小さくなる傾向を示した。

5.5 最後に

以上の一連の研究成果から、ヤング係数に基づく等級区分が、単にヤング係数の高いものと低いものを区分するという機能に加えて、節や比重など他の強度に関係する因子も含めた選別方法であることが明らかになった。また、各強度の平均値 (ないし50th-percentile) と5%下限値 (5th-percentile) に対するヤング係数の関与は同等ではないことが明らかになった。

本研究の成果が、ヤング係数と各強度分布の関係の究明に当たって、従来しばしば行われてきた両者間の相関関係に重点をおく方法から、実態を精度よく表すことのできるような手法確立のための契機となることを期待する。

謝辞

本論文をまとめるに当たりまして、多大なるご指

導を賜りました東京大学大学院農学生命科学研究科教授、有馬孝禮先生に心から感謝の意を表します。本論文の骨格は、ひとえに、有馬先生からいただいたご教示、豊かな視点によるものというほかありません。また、太田正光教授、安藤直人助教授、信田聡助教授、佐藤雅俊助教授の各先生からご指導いただきました。ここに謹んで感謝の意を表します。九州大学教授、大熊幹章先生には、学部生の時から今日まで、種々ご指導いただきました。ここに謹んで感謝の意を表します。木質材料学研究室の皆様には、ご助言、激励をいただきました。渋谷龍也博士（現森林総合研究所）、キム・ユージュン博士（現韓国在住）、荒武志朗博士（宮崎県工業技術センター）の皆様には感謝申し上げます。さらに、森林総合研究所の中井孝木材利用部長、田中俊成科長、長

尾博文室長から貴重なご助言をたまわりました。ここに謹んで感謝の意を表します。

本論文にかかわる実験を進めるに当たり、長野県林業総合センター木材部長の橋爪丈夫博士からは温かいご指導をいただきました。また、木材部の皆様には実験実施に当たって常にご協力いただきました。ここにあつくお礼申し上げます。また、信州大学農学部の中野達夫教授、徳本守彦教授からご指導いただき、卒業生の長江英樹、扇レン、佐藤由紀、門脇太郎、島田秀幸、中嶋康、工藤麻絵の各氏から専攻研究などを通じてご協力を受けました。ここに深く感謝いたします。演習林報告掲載に当たって東京大学審査学位論文の字句を一部訂正した。査読者に感謝いたします。

引用文献

- 1) 有馬孝礼：木材学会誌, 43(7), 525-531 (1997).
- 2) 坂本功：1995年度大会（北海道）日本建築学会学術講演梗概集 C-1, 1995, p. 21-22.
- 3) 平嶋義彦, 金谷紀行, 畑山靖男, 神谷文夫：木材学会誌, 27(12), 845-854 (1981).
- 4) 平嶋義彦, 金谷紀行, 畑山靖男, 神谷文夫：木材学会誌, 27(12), 855-862 (1981).
- 5) 平嶋義彦, 金谷紀行, 畑山靖男, 神谷文夫：木材学会誌, 28(2), 97-106 (1982).
- 6) Ando, N., Sugiyama, H.: Mokuzai Gakkaishi 29(11), 738-743 (1983).
- 7) Ando, N., Sugiyama, H.: Mokuzai Gakkaishi 31(2), 89-96 (1985).
- 8) Ando, N., Sugiyama, H.: Mokuzai Gakkaishi 31(2), 97-102 (1985).
- 9) Tokuda, M.: Mokuzai Gakkaishi 33(7), 558-563 (1987).
- 10) 平嶋義彦・鈴木滋彦：1995年度大会（北海道）日本建築学会学術講演梗概集 C-1, 1995, p.49-50.
- 11) 平野・榎本・有馬ほか：1996年度大会（近畿）日本建築学会学術講演梗概集 C-1, 1996, p. 119-128.
- 12) 坂本・大橋・宮沢・神谷ほか：1996年度大会（近畿）日本建築学会学術講演梗概集 C-1, 1996, p. 129-156.
- 13) 神谷文夫, 杉本健一, 三井信宏：1998年度大会（九州）日本建築学会学術講演梗概集 C-1, 1998, p. 233-234.
- 14) 吉田朋泰：木材工業 46(5), 239-242 (1991).
- 15) 有馬孝礼：“木材の工学”, 日本木材学会編, 文永堂, 東京, 1991, p.106.
- 16) 日本建築学会：“鋼構造限界応対設計基準(案)・同解説”, 丸善, 東京, 1990, pp.1-8.
- 17) 平嶋義彦：木材学会誌, 41(12), 1063-1069 (1995).
- 18) 祖父江信夫：木材学会誌, 39(9), 973-979 (1993).
- 19) 林知行：材料, 47(4), 331-338 (1998).
- 20) 岡野健：木材工業, 50(7), 297 (1995).
- 21) 大熊幹章：木材工業, 46(8), 384-385 (1991).
- 22) 大熊幹章：木材工業, 53(1), 1 (1998).
- 23) 有馬孝礼：材料, 43(485), 127-136 (1994).
- 24) 有馬孝礼：木材工業, 49(11), 498-504 (1994).
- 25) 有馬孝礼：“木材は環境と健康を守る”, 有馬孝礼編著, 産調出版, 東京, 1998, pp.202-207.
- 26) 上村武：木材工業, 51(6), 273-277 (1996).
- 27) 冨澤修一：“産地の木材乾燥”, 鷺見博史編著, 全国林業改良普及協会, 東京, 1992, p.112.
- 28) 杉山英男：“木構造”, 顕彰国社, 東京, 1971, pp.13-14.
- 29) 橋爪丈夫：林業技術, 671, 14-15 (1998).
- 30) 小野田法彦編著：“こうして流域林業を活性化させた”, 全国林業改良普及協会, 東京, 1994, pp. 146-159.
- 31) 杉山英男：木材工業, 50(8), 378-382 (1995). “木質構造”.

- 32) 平井信二：東京大学農学部木材材料学教室業績第86号 (1953). “富士山カラ”.
- 33) 大倉精二：64回日本林学会大会講演集, 298-301 (1955).
- 34) 大倉精二：信州大学農学部演習林報告, 2, 1-65 (1960).
- 35) 大倉精二：小沢勝治, 高島恵浩, 竹入勝美：木材学会誌, 7, 205-207 (1961).
- 36) 大倉精二, 小沢勝治：木材学会誌, 8(3), 105-108(1962).
- 37) 大倉精二, 小沢勝治, 高垣宣裕, 木材学会誌：9(4), 121-124 (1963).
- 38) 大倉精二, 鳥山清美：信州大学農学部学術報告, 1, 28-35 (1963).
- 39) 加納孟, 中川伸策, 斎藤久夫, 小田正一：林試研報, 162, 1-44 (1964).
- 40) 加納孟, 中川伸策, 斎藤久夫, 小田正一, 重松頼生：林試研報, 182, 113-147 (1965).
- 41) 塩倉高義, 渡辺治人：農学集報, 13(3), 99-104 (1969).
- 42) 塩倉高義, 渡辺治人：農学集報, 16(2), 91-98 (1971).
- 43) 塩倉高義, 渡辺治人：農学集報, 17(1), 87-94 (1972).
- 44) 塩倉高義, 小林純：農学集報, 21(2), 208-213 (1976).
- 45) 塩倉高義：農学集報, 26(1), 59-67 (1981).
- 46) 塩倉高義：木材学会誌, 28(2), 85-90 (1982).
- 47) 塩倉高義：“針葉樹の未成熟材に関する知見補遺ならびにカラマツ樹幹内における材質の変動に関する研究”, 東京農業大学木材工学研究会, 1981, pp.1-71.
- 48) 三上進, 渡辺操, 太田昇：日本林学会誌, 54(7), 213-217(1972).
- 49) 三上進, 長坂寿俊：林試研報, 276, 1-22 (1975).
- 50) 三上進：林育研報, 4, 1-14 (1986).
- 51) 三上進：林育研報, 6, 47-152 (1988).
- 52) 三上進：林木の育種, 136, 1-4 (1985).
- 53) 三上進, 山本千秋, 長坂壽俊, 小泉章夫, 倉橋昭夫, 川崎久男：林木の育種, 168, 4-18 (1993).
- 54) 中川伸策：林試研報, 248, 97-120 (1972).
- 55) 中川伸策：林試研報, 312, 21-43 (1980).
- 56) 小沢勝治：日林誌, 53(11), 368-371 (1971).
- 57) 小沢勝治：日林誌, 54(8), 368-371 (1972).
- 58) 小沢勝治：日林誌, 55(7), 221-226 (1973).
- 59) 小沢勝治：木材学会誌, 29(11), 744-749 (1983).
- 60) 小沢勝治：“針葉樹の旋回木理と乾燥ねじれ”, 1984, 京大農学位論文.
- 61) 小沢勝治：木材工業, 40(4), 165-169 (1985).
- 62) 久保隆文, 森田司, 伏谷賢美：農工大演習林報告, 32, 31-38 (1994).
- 63) 重松頼生：木材工業, 45(10), 445-451 (1990).
- 64) 重松頼生：木材工業, 46(1), 9-16 (1991).
- 65) 重松頼生：30回日林中支講, 193-198 (1982).
- 66) 重松頼生：31回日林中支講, 241-246 (1983).
- 67) 重松頼生：33回日林中支講, 101-104 (1985).
- 68) 重松頼生：34回日林中支論, 91-94 (1986).
- 69) 重松頼生, 石原祥生：34回日林中支論, 95-98 (1986).
- 70) 重松頼生：35回日林中支論, 147-150 (1987).
- 71) 重松頼生：35回日林中支論, 151-154 (1987).
- 72) 島崎洋路：信大農演習林報告, 23, 1-117 (1986).
- 73) 島崎洋路：信大農演習林報告, 30, 101-116 (1993).
- 74) 菅原聰：信大農演習林報告, 27, 1-15 (1990).
- 75) 武井富喜雄：“カラマツの材質向上のための施業技術に関する研究 (1997年三重大学学位論文)”, 長野県林業総合センター研究報告, 12, 1-112 (1998).
- 76) 古賀信也：九州大演習林年報, 33-34 (1990).
- 77) 古賀信也, 小田一幸, 堤壽一, 古賀英明：九州大演習林報告, 66, 55-68 (1992).
- 78) 古賀信也, 堤壽一, 小田一幸：九州大学演習林報告, 72, 217-227 (1995).
- 79) Koga, S.; Tsutsumi, J.; Oda, K.; Fujimoto, T.: Mokuzai Gakkaishi, 42(6), 605-611 (1996).

- 80) 小泉章夫：木材学会誌, 32(9), 669-676(1986).
- 81) 小泉章夫, 上田恒司：木材学会誌, 32(11), 860-867 (1986).
- 82) 小泉章夫, 上田恒司：木材学会誌, 33(6), 450-456 (1987).
- 83) 小泉章夫：北大演習林報告, 44(4), 1329-1415 (1987).
- 84) 小泉章夫, 上田恒司, 片寄謙：北大演習林報告, 44(1), 327-354 (1987).
- 85) 小泉章夫：北方林業, 40(1), 2-6, (1988).
- 86) 小泉章夫, 高田克彦, 上田恒司：北大演習林報告, 46(2), 441-450 (1989).
- 87) 小泉章夫, 高田克彦, 上田恒司, 片寄謙：木材学会誌, 36(2), 98-102(1990).
- 88) 小泉章夫, 高田克彦, 上田恒司：木材学会誌, 36(9), 704-708 (1990).
- 89) 小泉章夫：木材工業, 53(5), 206-211 (1998).
- 90) 名波直道, 中村昇, 有馬孝禮, 大熊幹章：木材学会誌, 38(8), 739 (1992).
- 91) 名波直道, 中村昇, 有馬孝禮, 大熊幹章：木材学会誌, 38(8), 747 (1992).
- 92) 名波直道, 中村昇, 有馬孝禮, 大熊幹章：木材学会誌, 39(8), 903 (1993).
- 93) 集成材研究班：林業試験場研究報告, 101, 102-176 (1957).
- 94) 広島県立林業試験場：昭和37年度林業試験場報告, pp. 153-173 (1963).
- 95) 山井良三郎：木材工業, 17(11), 509-511 (1962).
- 96) 大橋雄二：“日本建築構造基準変遷史”, 日本建築センター, 1993, pp.60-65.
- 97) 大橋雄二：“日本建築構造基準変遷史”, 日本建築センター, 1993, pp.96-100.
- 98) 中井孝：木材工業, 37(11), 546-547 (1982).
- 99) 大橋雄二：“日本建築構造基準変遷史”, 日本建築センター, 1993, pp.178-179.
- 100) 辻井静二, 平井信二：木材工業, 17(11), 501-504 (1962).
- 101) 杉山英男：木材工業, 17(11), 512-516 (1962).
- 102) 杉山英男, 辻井静二：明治大学工学部研究報告, 15, 1-42 (1962).
- 103) 辻井静二, 杉山英男：建築学会論文報告集, 67, 67-74 (1961).
- 104) 上村武, 梅原誠：林試研報, 153, 1-14 (1963).
- 105) 木材部・木材利用部：林試研報, 319, 85-126 (1982).
- 106) Madsen, B.: “Structural Behaviour of Timber”, Timber Engineering LTD., North Vancouver, 1992, p.37.
- 107) 中井孝：木材工業, 41(10), 3-7 (1986).
- 108) 中村徳孫：宮崎大学演習林報告, 6, 1-82 (1972).
- 109) 中西祺周：奈良林試研報, 5, 83-87 (1974).
- 110) 中西祺周, 和田博：奈良林試研報, 5, 89-94 (1974).
- 111) 中西祺周, 和田博：奈良林試研報, 6, 51-62 (1975).
- 112) 中西祺周, 和田博：奈良林試研報, 7, 29-37 (1978).
- 113) 中西祺周, 和田博：奈良林試研報, 8, 16-23 (1979).
- 114) 中西祺周, 和田博：奈良林試研報, 9, 16-23 (1979).
- 115) 中西祺周, 和田博, 的場三輪子：奈良林試研報, 10, 17-22 (1981).
- 116) 小野広治, 山口和道, 今村祐輔：奈良林試研報, 7, 39-44
- 117) 小野広治, 今村祐嗣：奈良林試研報, 9, 30-35 (1980).
- 118) 小野広治, 山口和道, 今村祐嗣：奈良林試研報, 8, 45-48 (1979).
- 119) 倉田久敬, 山本宏, 長原芳男, 高橋政治, 川口信隆：林産試験場研報, 67, 1-33 (1978).
- 120) 堀江秀夫, 倉田久敬：北林産試研報, 73, 1-34 (1984).
- 121) 堀江秀夫, 倉田久敬, 石井誠：北林産試研報, 76, 45-71 (1986).
- 122) 堀江秀夫, 倉田久敬：北林産試月報, 9, 5-16 (1981).
- 123) 堀江秀夫, 倉田久敬：北林産試月報, 4, 1-7 (1982).
- 124) 堀江秀夫, 倉田久敬：北林産試月報, 381, 10, 14-16 (1983).
- 125) 堀江和美：木材工業, 47(8), 375-377 (1992).
- 126) 倉田久敬：林産試験場研報, 70, 1-130 (1981).
- 127) 小松幸平：林産試験場研報, 70, 131-197 (1978).
- 128) 飯島泰男：富山県木材試験場研究報告, 1, 1-39 (1983).
- 129) 飯島泰男, 中谷浩：富山県木材試験場報告, 63, 1-11 (1985).

- 130) 飯島泰男：木材工業，35(3)，99-104 (1980).
- 131) 川口信隆，山本宏，高橋政治，滝沢忠昭：北林産試月報，328(5)，4-8 (1979).
- 132) 高橋政治，川口信隆，大久保勲：北林産試月報，402(7)，5-10 (1985).
- 133) 高橋政治，川口信隆，大久保勲：北林産試月報，411(4)，12-16 (1986).
- 134) 高橋政治，川口信隆：北林産試月報，414(7)，5-12 (1986).
- 135) 川口信隆，高橋政治，大久保勲：北林産試場報，1(7)，1-12 (1987).
- 136) 野原正人，岩田隆昭，山本和夫：岐阜県試研報，8，55-69 (1980).
- 137) 渡辺利一，秋山喜蔵，名取潤：山梨林試情報，7，10-17(1982).
- 138) 畑山靖男：林試研報，326，69-167 (1984). “有節材”
- 139) 丸山則義，有馬孝礼，早村俊二：静大演習林報告，10，93-97 (1986).
- 140) 江口篤，倉谷幸作：奈良林試研報，14，40-48 (1984).
- 141) 江口篤：奈良林試研報，17，42-46 (1987).
- 142) 江口篤：奈良林試木材加工資料，16，8-12 (1987).
- 143) 江口篤，海本一，中西祺周：奈良林試研報，18，38-45 (1988).
- 144) 海本一，江口篤：奈良林試研報，21，21-31 (1991).
- 145) 海本一，江口篤：奈良林試木材加工資料，18，1-7 (1989).
- 146) 柳川靖夫，和田博：奈良林試研報，20，39-45(1990).
- 147) 柳川靖夫，上田正文：奈良林試研報，22，36-44 (1992).
- 148) 柳川靖夫，上田正文：奈良林試研報，23，1-6 (1993).
- 149) 和田博：奈良県林試木材加工資料，21，15-18 (1992).
- 150) 和田博：木材工業，51(12)，587-590 (1996).
- 151) 錦織勇，中村正樹，勝部理市，安井昭：島根林技研報，36，9-17 (1985).
- 152) 錦織勇，勝部理市，安井昭：島根林技研報，37，47-55 (1986).
- 153) 錦織勇，勝部理市，安井昭：島根林技研報，38，51-59 (1987).
- 154) 池淵隆，錦織勇：島根林技研報，46，33-41 (1995).
- 155) 吉村武志：徳島林総研報，26，11-30(1988).
- 156) 坂田和則：徳島林総研報，27，1-21(1989).
- 157) 中野正志，東野正：日林東北支部会誌，37，277-278 (1985).
- 158) 中野正志，東野正：日林東北支部会誌，38，339-340 (1986).
- 159) 東野正，中野正志：日林東北支部会誌，37，279-280 (1985).
- 160) 東野正，中野正志：日林東北支部会誌，38，337-338 (1986).
- 161) 東野正，中野正志：岩手林試成果報告，22，79-84 (1989).
- 162) 東野正，中野正志：岩手林試成果報告，22，69-78 (1989).
- 163) 東野正，中野正志，高柴俊雄：岩手林技セ研報告，6，29-48 (1996).
- 164) 菱田重寿，大野浩章，木方洋二，祖父江信夫：愛知林業セ報，29，19-26 (1992).
- 165) 池田潔彦，大森昭壽：静岡林技セ研報，18，25-35 (1990).
- 166) 池田潔彦，丸山則義，伊藤勝啓，早村俊二，平井信之，宮武敦，大森昭壽：静岡林業技セ研報，19，1-15 (1991).
- 167) 池田潔彦，伊藤勝啓：静岡林技セ研報，22，9-18 (1994).
- 168) 池田潔彦：静岡林技セ研報，23，7-19 (1995).
- 169) 大森昭壽，池田潔彦：静岡林技セ研報，21，45-57 (1993).
- 170) 池田潔彦，大森昭壽：静岡林技セ研報，22，19-29 (1994).
- 171) 大森昭壽，池田潔彦：静岡林技セ研報，21，59-70 (1993).
- 172) 池田潔彦，木野直樹，青木孝輔，祖父江信夫：42 回日林中支論，267-268 (1994).
- 173) 池田潔彦：木材工業，50(1)，22-25 (1995).
- 174) 池田潔彦，大森昭壽，平井信之，鈴木滋彦，早村俊二，丸山則義：静岡林技セ研報，21，33-43 (1993).
- 175) 荒武志朗，有馬孝礼，追田忠芳，中村徳孫：木材工業，48(4)，166-170 (1993).
- 176) 小泉章夫，飯島泰男，佐々木貴信，川井安生，岡崎泰男，中谷浩：木材学会誌，43(1)，46-51 (1997).
- 177) 小泉章夫，飯島泰男，佐々木貴信，岡崎泰男：木材学会誌，43(2)，210-214 (1997).
- 178) 飯島泰男，小泉章夫，岡崎泰男，佐々木貴信，中谷浩：木材学会誌，43(2)，159-164 (1997).
- 179) 飯島泰男，小泉章夫，岡崎泰男，佐々木貴信，堀江和美：木材学会誌，43(2)，165-170 (1997).

- 180) 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 (1998年京都大学学位論文)”，長野県林業総合センター研究報告，13, 1-101 (1998).
- 181) Sobue, N.: Mokuzai Gakkaishi, 32(9), 744-747 (1986).
- 182) Sobue, N.: Mokuzai Gakkaishi, 32(4), 274-279 (1986).
- 183) 有馬孝礼，早村俊二，丸山則義，宮沢俊輔，古沢信：材料，39(444), 1228-1234 (1990).
- 184) 有馬孝禮，丸山則義，早村俊二，中村昇，名波直道：材料，42(473), 141-146 (1993).
- 185) 祖父江信夫，上清志：材料，42(473), 121-125(1993).
- 186) 荒武志朗，有馬孝禮，追田忠芳，中村徳孫：木材学会誌，38(11), 995-1001 (1992).
- 187) 荒武志朗，有馬孝禮：木材学会誌，40(9), 1003-1007 (1994).
- 188) 荒武志朗，有馬孝禮：木材工業，52(6), 294-299 (1997).
- 189) 中村昇，高岸毅，名波直道，有馬孝禮，内迫貴幸：木材工業，46(7), 315-319 (1991).
- 190) 中村昇，名波直道，有馬孝禮：木材工業，50(5), 215-219 (1995).
- 191) 浅野猪久夫：名古屋大学演習林報告，4, 1-49 (1965).
- 192) 浅野猪久夫：名古屋大学農学部演習林報告，13, 1-37 (1994).
- 193) 小松幸平：日本住宅・木材技術センター，木構造設計資料 MT-1, 1-14 (1991).
- 194) 小松幸平：日本住宅・木材技術センター，木構造設計資料 MT-2, 1-10 (1991).
- 195) 小松幸平：木材学会誌，43(11), 934-939 (1997).
- 196) 林知行：木材学会誌，35(11), 1048-1057 (1989).
- 197) 林知行：木材学会誌，35(12), 1144-1153 (1989).
- 198) 林知行：材料，39(444), 1197-1202 (1990).
- 199) 林知行：木材学会誌，36(10), 812-818 (1990).
- 200) 林知行，宮武敦：木材学会誌，37(10), 904-911 (1991).
- 201) 平嶋義彦，山本幸雄，鈴木滋彦：木材学会誌，40(11), 1172-1179 (1994).
- 202) 三橋博三，板垣直行，伊藤彦紀，鈴木登：木材学会誌，42(2), 122-129 (1996).
- 203) 中村昇：建築学会構造系論文集，479, 77-82 (1996).
- 204) 中村昇：建築学会構造系論文集，485, 91-96 (1996).
- 205) Bohannon, B.:FPL, 56, 1-30 (1966).
- 206) National Forest Products Association：“National Design Specification for Wood Construction : 1991 Edition”，p.17 (1991).
- 207) Faherty, K.F., Williamson, T.G.：“Wood engineering and Construction Handbook”，McGraw-Hill, N.Y., 1995, pp.2.20-23.
- 208) Madsen, B., Buchanan, A.H.：Can. J. Civ. Eng., 13, 218-232 (1986).
- 209) Madsen, B.：Can. J. Civ. Eng., 17, 226-237 (1990).
- 210) Madsen, B.：Can. J. Civ. Eng., 17, 238-242 (1990).
- 211) Lam, F., Varoglu, E.：Proc. 1990 International Timber Engineering Conference, Tokyo, 1990, pp.534-537. “Lengthwise Variation of Tensile Strength of Lumber”.
- 212) Taylor, S.E., Bender, D.A.：Wood and Fiber Science, 23(4), 501-519 (1991).
- 213) Bechtel, F.K.：Forest Prod. J., 42(2), 53-56 (1992).
- 214) Beaulieu, C., Verreault, C., Gosme, C. Samson, M.：Forest Prod. J., 47(10), 94-100 (1997).
- 215) Peterson, J.：Forest Prod. J., 43(3), 27-30 (1993).
- 216) 鈴木直之：木材工業，52(6), 278-282 (1997).
- 217) 林知行，宮武敦，宮原久光：木材工業，52(1), 15-19 (1997).
- 218) Wolfe, R.W., Moody, R.C.：FPL, 333, 1-19 (1979)
- 219) 林知行，宮武敦：材料，44(498), 273-278 (1995).
- 220) 林知行，宮武敦，中山茂生，千葉一弘，藤丸誠：木材工業，51(1), 18-21 (1996).
- 221) 橋爪丈夫，斎藤健，武田孝志，石原茂久：材料，46(4), 395-400 (1997).
- 222) 中井孝：“構造用木材一強度データの収集と分析”，日本木材学会木材強度・木質構造研究会，p.62-64(1988).
- 223) 橋爪丈夫，斎藤健，野田道夫，石原茂久：木材学会誌，43(2), 141-148(1997).
- 224) ASTM：“Standard Practice for Evaluating Allowable Properties for Grades of Structural Lumber.”,D2915-94.
- 225) 飯島泰男，秦正徳，堀江和美：第47回日本木材学会大会研究発表要旨集，高知，p.136 (1997).

- 226) Foschi, R. O., Folz, B. R., Yao, F. Z. : Reliability-Based Design of Wood Structures, Structural Research Series, Report No.34, Department of Engineering, UBC, Vancouver, Canada, 1989.
- 227) Tomoi, M. : A Thesis for the degree of Master of Applied Science, UBC(1991).
- 228) 徳本守彦, 武田孝志, 中野達夫, 橋爪丈夫, 吉田孝久, 武井富喜雄, 長尾博文, 田中俊成, 中井孝 : 信州大学農学部演習林報告, 33, 75-145(1997).
- 229) 伊藤學, 亀田弘行 : “土木・建築のための確率・統計の基礎”, 丸善(1977).
- 230) 農林水産省 : “構造用集成材の日本農林規格 (平成 8 年 1 月 29 日農林水産省告示第111号)”, 日本合板検査会, 東京, 1996, p.1.
- 231) 外崎真理雄, 岡野健, 浅野猪久夫 : 木材学会誌, 29(9), 547-552 (1983).
- 232) 日本規格協会, 木材の試験方法 : JIS Z 2101 (1994).
- 233) 飯島泰男, 岡崎泰男 : 1994年度大会 (東海) 日本建築学会大会学術講演梗概集 C-1, 1994, p.11-12.
- 234) 増田稔, 大河平行雄 : 三重大農報, 71, 61-69 (1985).
- 235) 大河平行雄, 増田稔, 鈴木直之 : 三重大生物資源紀要, 2, 13-21(1989).
- 236) 角谷和男, 川越信哉, 杉原彦一 : 木材研究, 24, 46-48 (1960).
- 237) 林知行, 宮武敦 : 材料, 43, 137(1994).
- 238) 重松頼生 : 第28回日本林学会中部支部大会講演集, p.253(1980).
- 239) 日本木材加工協会 : “日本の木材”, p.12(1984).
- 240) 木材産業を考える会 : “これから売れる木, もう売れない木”, 日本林業調査会, 東京, 1997, p.112.
- 241) 林知行編著 : “エンジニアードウッド”, p.8, 日刊木材新聞社, 東京, 1998, p.8.
- 242) 秋田県林産技術指導用教材編集委員会 : “木材利用ハンドブック”, p.168, 財団法人秋田県木材加工推進機構, 能代, 1998, p.168.
- 243) R. O. Foschi : Holz als Roh- und Werkstoff, 45, 257-260 (1987).
- 244) F. Lam, R. O. Foschi, J. D. Barrett, Q. Y. He : Wood Sci. Technol., 27, 81-94 (1993).
- 245) 長松昭男 : “モード解析入門”, コロナ社, 東京, 1993, p.210.
- 246) 小野瀬宏 : “統計データ解析”, 内田老鶴圃, 東京, 1995, p.87.
- 247) 板垣直行, 三橋博三, 江刺拓司, 梅田久男 : 第48回日本木材学会大会研究発表要旨集, 静岡, 1998, p. 104.
- 248) 菅原聡 : “カラマツ材の需給構造”, 日本林業調査会, 東京, 1971, p.145.
- 249) American Society for Testing and Materials : “Standard Practice for Establishing Allowable Properties for Visually-Graded Dimension Lumber from In-Grade Tests of Full-Size Specimens(ASTM D 1990-95)”, ASTM (1995).
- 250) Barrett, J.D. : Wood and Fiber, 6(2), 126-143 (1974).
- 251) Lam, F., Varoglu, E. : Forest Prod. J., 40(5), 37-42 (1990).
- 252) Taylor, S. E., Bender, D. A., Kline, D. E., Kline, K. S. : Forest Prod. J., 42(2) : 23-30 (1992).
- 253) 大河平行雄, 増田稔, 鈴木直之 : 三重大生物資源紀要, 1, 1-6 (1988).
- 254) Madsen, B. : “Structural Behaviour of Timber”, Timber Engineering LTD., North Vancouver, 1992, pp. 237-286.
- 255) 日本合板検査会 : “構造用集成材の適正製造基準”, 日本合板検査会, 東京, 1996, pp.3-4.
- 256) Durrans, S.R., Triche, M.H., Suddarth, S.K. : Forest Prod. J., 48(1), 96-101 (1998).

Size Effects on Strength Evaluation and Mechanical Grading in Japanese Larch Lumber from Shinshu

Takashi TAKEDA

Department of Forest Science, Faculty of Agriculture, Shinshu University
8304 Minamiminowa, Kamiina, Nagano, 399-4598 Japan

Summary

The report was reconstructed from a series of the individual investigations on mechanical properties of Japanese larch (*Larix kaempferi*, Carriere) lumber, and it consists of the following five sections.

1. Introduction

Japanese larch is one of the most important species in Shinshu (Nagano prefecture) as stock of the planted forests, and it has been increasingly expected for practical use as structural wood products. Thus, it is necessary to evaluate more precisely strength properties of Japanese larch lumber now.

The principles of reliability-based design have been introduced to alter the code for timber structures in the developed countries. In the case, reliability calculations depend on the lower tail of the strength distribution, and it means that there will be small potentiality of the lumber without knowing the lower tail in the future. It is important to implement the true structural behavior of timber, and size effect is one of the chief concern of many researchers after 1990's.

Then I focussed on the dependency of strength distribution on Young's modulus in Japanese larch lumber. Experimental works were done, and some suggestions on strength evaluation were presented.

2. The Fifth Percentile Estimate of Bending, Longitudinal Compressive, and Tensile Strengths of Square Sawn Larch Timbers from Shinshu.

To investigate the mechanical properties of Japanese Larch square sawn timbers, bending, longitudinal compressive, and tensile tests were conducted. Sawn timbers for specimens were processed from 72 trees from seven stands in Shinshu. Specimen dimensions of cross-sections were nominal 12 cm × 12 cm.

First, normal distribution, log-normal distribution and 2P-Weibull fit to bending, compressive, and tensile strength data in order to estimate the fifth percentile values. In the case of the 2P-Weibull, it fits to all data and to the lower tail 15% data. The results indicated that the values obtained from each distribution were almost equal to non-parametric estimates (NPE) in compression, but the values from log-normal and 2P-Weibull fits to the lower 15% data were near the NPE in bending and tension.

Then, the distributions of the strengths of specimens classified by modulus of elasticity (*MOE*) were different in bending, compression, and tension. In the case of tension, there were small differences between the distributions of strengths of the low-grade specimens and the medium-grade specimens. From the distributions of the averages of *MOE* classified by strengths, it was shown that we may be analyzing experimental data as one group of lower 15% data in bending and the lower 50% data in tension. [Takeda T, Tokumoto M, Nakano T, Hashizume T, Nagao H (1998) Mokuzaishi 44: 170-177]

3. Effect of Number of Laminae on Mechanical Properties of Glued Laminated Timber Composed of Homogeneous-Grade Lumbers of Japanese Larch

3.1 Effect of Number of Laminae on Dynamic *MOE* of Glued Laminated Timber Composed of Homogeneous-Grade MSR Lumbers of Japanese Larch

The tapping method to measure the Young's modulus of wood is useful for nondestructive evaluation

of sawn lumbers. The dynamic *MOE* values are calculated from the resonance frequency of the tap tone with a FFT spectrum analyzer. However, if a glulam is used for a bending member such as a beam, it is not certain that the static *MOE* value of the glulam is equal to the dynamic *MOE* value. In case of glulams composed of sawn lumbers from juvenile wood, some adjustment to the dynamic *MOE* values may be necessary for use.

Then the relationship between static *MOE* (E_s) and dynamic *MOE* (E_d) was investigated, since it was expected that the variation of *MOE* in the cross section of homogeneous-grade glulams would be relatively small. Two types of specimens were used: glulams laminated horizontally (H-type) and vertically (V-type). Dynamic *MOE* was measured by longitudinal vibration (E_l) and flexural vibration, whose directions of which were horizontal (E_h) and vertical (E_v) in the direction of the adhesive face of the glulam.

The results indicated that E_h/E_s in H-type and E_v/E_s in V-type were not influenced by the number of laminae. As it was supposed that E_l/E_h should be influenced by the number of laminae, the relationship between E_l and E_h was estimated by simple simulation for different numbers of laminae. The estimated ratios of E_l , E_h and E_v to E_s were almost identical with the experimental data. [Takeda T, Hashizume T (1997) J Soc Mater Sci 46: 839-844]

3.2 Properties of Compressive Strength Parallel to the Grain of Structural Glued Laminated Timber Composed of Homogeneous-Grade Lumbers of Japanese Larch

It is known that bending strengths of glued laminated beams (glulams) may be dominated by tensile strengths of outer layers of glulams. Since compressive strengths as well as tensile strengths of laminae should effect the stress distribution through the depth of the beam, the compressive strength may be important to estimate the bending strength of the beam. The effects of number of laminae on compressive strengths of glulams composed of homogeneous-grade lumbers of Japanese larch were investigated.

The compression tests parallel to the grains with various number of laminae and different grades of glulams were conducted. The test results showed that the effect of lamina grades on the mean compressive strength (*CS*) were clear and the correlation between the mean *CS* and specific gravity (*SG*) were considerably high. Calculation was done for the ratio of compressive strength to specific gravity, so called "specific strengths" (*SCS*). The effects of lamination on mean *CS* and mean *SCS* were not observed for both high and low grade glulams, then the size effects on *CS* and *SCS* were very small. These test results were compared to bending strength (*MOR*) in the literature. [Kadowaki T, Takeda T, Hashizume T, Tokumoto M (1998) J Soc Mater Sci 47: 631-636]

4. Effect of Longitudinal Quality Variation on Mechanical Properties of Japanese Larch Lumber

4.1 Variation of Localized Young's Modulus within Japanese Larch Lumber for Glued Laminated Timbers.

Structural lumber of Japanese Larch used for glued laminated timbers often is graded mechanically with a continuous mechanical grading machine. This lumber, however, has great variations in properties within a piece, and the variations of localized Young's modulus (E) are especially large. The variation of E within a piece of lumber was reported by Hashizume and others to the effect that the average of difference between the means and the lowest values of E within a piece of lumber measured with the grading machine was 0.92 GPa. There should be one reasonable grading method for selecting lumber according to the lowest E value.

So we measured the apparent localized E of Japanese larch lumber with the grading machine by bending to investigate the variation of E within the lumber. The measuring points within a piece of lumber were 41 and the distance between adjacent points were 5.6 cm. The E data for each piece of

lumber were used for calculating the standard deviations (*ESD*), auto-correlation coefficient (*R*) of *E*, and the increasing trends of *E* in the longitudinal direction of the lumber (*SL*) by the linear regression method.

The results indicated that the cycles of *E* variations estimated from *R* data were about 60 cm, and *ESD* was caused mainly by *SL*. In most lumber, the differences of the mean and the lowest values of individual piece-within *E* were smaller than the average of the differences because the distribution of *SL* was distorted positively by calculating the skewness coefficient. Then we supposed that the grading method according to the smallest *E* might be adequate for calculating the allowable strength but was too conservative for calculating the stiffness for some of the lumber. [Takeda T, Hashizume T (1999) *Mokuzai Gakkaishi* 45 : 1-8]

4.2 Effect of Length on Tensile Strength of Japanese Larch Lumber

An experimental study was conducted to evaluate the effect of length has on the parallel-to-grain tensile strength of Japanese larch lumber. Six hundred pieces of mechanically graded lumber were tested at gauge lengths of 60, 100, and 180 cm. The lumber was sorted into matched groups according to the dynamic Young's modulus measured by the longitudinal vibration method before the lumber was cut to the particular length. The averages of the dynamic Young's modulus of high-grade (H) and low-grade (L) specimens were 12.8 and 7.5 GPa, respectively. Using non-parametric estimates, the estimated length effect parameters of H and L were 0.268, 0.304 for 50th percentile and 0.121 and 0.256 for the 5th percentile, respectively. We then concluded that the different length effect factors between H and L could be used when using the lumber for practical purposes. The parameters of L were larger than those for H, and the parameters for 5th percentiles were smaller than the parameters for 50th percentiles. When two-parameter Weibull distribution functions were fitted to the strength data, the estimated shape parameters of the Weibull distribution by the parametric method were almost identified to the inverse of non-parametric parameters except 5th percentiles in H. The influence of defects such as knots on the lower tail of the strength distribution in H may be different compared with L. [Takeda T, Hashizume T (1999) *J Wood Sci* 45 : 200-206]

4.3 Effect of Knots on Tensile Strength Distribution in Japanese Larch Lumber

The tensile strength (*TS*) test results of Japanese larch lumbars of varying have shown that the length effects on *TS* were different between high-grade (H) and lowgrade (L) lumber. In this section, we examined the effect of knots on the *TS* distribution by measuring number of knots and the knot area ratio of each specimen. There were more knots in L than in H ; and the knot area ratio in L distinctly increased as the length increased compared to that in H. The correlation coefficients between physical properties and *TS* indicated that knots were the most influential factor for *TS* among several physical properties ; annual ring width, distance from pith, density, dynamic Young's modulus, and knots. We attempted to estimate the length effect parameters by introducing the concept of assumed knot strength. We thought that the length effect parameters for 50th percentiles of *TS* could be estimated well with fitted 3P-Weibull, and that the parameters for 5th percentiles could be estimated well with 2P-Weibull fitted to lower-tail 10% data by the likelihood method. The differences of length effect on *TS* between H and L should be governed by the presence of knots. The independent model based on the concept of assumed knot strength may express the *TS* of structural lumbars of various lengths. [Takeda T, Hashizume T (1999) *J Wood Sci* 45 : 207-212]

4.4 Effect of Knot Restriction on Tensile Strength Distribution in Japanese Larch Lumber

It is well known that the presence of knots in structural lumbars is one of the most important

strength-reducing factors. In practical purpose, visual grading including knot restriction is an effective method for non-destructive evaluation of their strength, and the edge knot restriction for not only visually grade lumbers but also mechanically grade lumbers is specified in Japanese agricultural standard for glued laminated lumber. We had conducted experimental studies on differences of tensile strength distributions between mechanically high grade and low grade Japanese larch lumbers daily used for manufacturing glued laminated timbers in Nagano. Then we examined the additional visual grading of mechanically grade lumbers for non-destructive evaluation. We graded visually the prepared mechanically grade lumbers by focusing on knot's area ratio of grouped knots. Then we also confirmed that the higher in visual grade related the stronger tensile strength as similar to our present knowledge. But the effects of knot restriction became very small when the length of lumbers was increasing in view of nonparametric 5th percentiles of tensile strength. The differences of strength/elasticity ratio between mechanically high-grade and low-grade lumbers were negligible. It was clear that the length effect on the ratio in visually high grade was smaller than visually low grade. It may be judged that the knot restriction should have little effects on tensile strength of mechanically grade lumbers.

5. Conclusion

The above results showed that the function of mechanical grading according to Young's modulus related to the strength-reducing factors such as knots and specific gravity. It cleared that the strength distribution varied respect to Young's modulus, and size effects were different between 50th percentile and 5th percentile. I expect that these results will be applied to other species.