



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	北海道北部の気候復元についての年輪気候学的研究
Author(s)	安江, 恒
Degree Grantor	北海道大学
Degree Name	博士(農学)
Dissertation Number	甲第4235号
Issue Date	1997-09-30
DOI	https://doi.org/10.11501/3130590
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/51446
Type	doctoral thesis
File Information	000000315780.pdf



北海道北部の気候復元についての
年輪気候学的研究

林産学専攻 博士後期課程

安江 恒

①

北海道北部の気候復元についての 年輪気候学的研究

林産学専攻 博士後期課程

安江 恒

目 次

第1章 序論

1.1 本論文の目的と意義-----	1
1.2 従来の研究の経過と問題点	
1.2.1 年輪気候学的研究-----	5
1.2.2 日本における気候復元-----	14
1.2.3 針葉樹の年輪内最大密度の変動と仮道管の放射径・接線壁 厚の関係-----	16
1.3 本論文の構成-----	18

第2章 アカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度およびヤチダモの年輪幅のクロノロジーの作成

2.1 緒言-----	20
2.2 標準化の概念と方法-----	21
2.3 供試木の生育地および試料の概況	
2.3.1 供試木の生育地-----	28
2.3.2 試料-----	33
2.4 方法	
2.4.1 軟X線デンシトメトリーによる年輪幅・年輪内最大密度の 測定-----	34
2.4.2 クロスデイティング-----	35
2.4.3 標準化の方法の検討-----	38
2.4.4 クロノロジーの作成および評価-----	40
2.5 結果と考察	

2.5.1	クロスデイトイング-----	41
2.5.2	標準化の方法の検討-----	42
2.5.3	クロノロジーの評価-----	48

第3章 アカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度およびヤチダモの年輪幅の変動に及ぼす気候因子の影響

3.1	緒言-----	56
3.2	方法	
3.2.1	レスポンスファンクション解析-----	56
3.2.2	単相関分析-----	60
3.2.3	気候データ-----	61
3.3	結果	
3.3.1	アカエゾマツの年輪幅指数と気候因子の関係-----	65
3.3.2	アカエゾマツの年輪内最大密度指数と気候因子の関係-----	69
3.3.3	ヤチダモの年輪幅指数と気候因子の関係-----	71
3.4	考察	
3.4.1	アカエゾマツの年輪幅の変動に及ぼす気候因子の影響-----	71
3.4.2	アカエゾマツの年輪内最大密度の変動に及ぼす気候因子の影響-----	74
3.4.3	ヤチダモの年輪幅の変動に及ぼす気候因子の影響-----	75

第4章 アカエゾマツの年輪内最大密度の変動に及ぼす仮道管の放射径・接線壁厚の影響

4.1	緒言-----	79
-----	---------	----

4.2	方法	
4.2.1	試料-----	80
4.2.2	仮道管の放射径と接線壁厚の計測-----	82
4.2.3	仮道管の放射径・接線壁厚と年輪内最大密度の関係-----	87
4.2.4	仮道管の放射径・接線壁厚と気候因子の関係-----	89
4.3	結果	
4.3.1	年輪内最大密度と仮道管の放射径・接線壁厚の関係-----	90
4.3.2	年輪後半部に位置する仮道管の放射径・接線壁厚と気候因子の関係-----	94
4.4	考察	
4.4.1	年輪内最大密度の変動に及ぼす仮道管の放射径・接線壁厚の影響-----	99
4.4.2	年輪後半部に位置する仮道管の放射径・接線壁厚の変動に及ぼす気候因子の影響-----	99
第5章	北海道北部における1750年以降の気候復元	
5.1	緒言-----	104
5.2	方法	
5.2.1	気候復元モデル式の作成-----	105
5.2.2	気候復元モデル式の検証-----	108
5.3	結果	
5.3.1	気候復元モデル式の作成-----	111
5.3.2	気候復元モデル式の検証-----	116
5.3.3	北海道北部における1750年以降の6～9月の平均気温と8	

月の月降水量の復元-----	116
5.4 考察-----	119
第6章 結論-----	122
謝辞-----	129
文献-----	130

第1章 序論

1.1 本論文の目的と意義

樹木の肥大成長には気候をはじめとする環境因子が影響することが知られている（たとえば, Kramer and Kozlowski 1960 ; Denne and Dodd 1981）。このことは、年輪が過去に受けた環境因子の影響を記録していることを示しており、年輪に含まれるこれらの記録を読みとることで樹木の生育環境の長期にわたる変動を把握することが可能である（Fritts 1976 ; Schweingruber 1987, 1996）。年輪が形成された年を決定し、年輪幅、1年輪内の密度値、年輪を構成する細胞壁中の酸素や炭素の同位体の比などの時系列変動を解析することにより過去の環境の変遷を解明する学問を年輪年代学（dendrochronology）と呼ぶ（Fritts 1976 ; Kaennel and Schweingruber 1995）。さらに、年輪年代学の一分野として、年輪幅などの時系列変動と気候変動の関係を解明し、得られた関係を気候復元をはじめとする気候学的研究に応用する学問を年輪気候学（dendroclimatology）と呼ぶ（Fritts 1976 ; Kaennel and Schweingruber 1995）。年輪気候学的研究では、樹木年輪を用いることにより、時間的分解能が高い1年単位の気候変動を数百～数千年にわたり復元することが可能である。また、樹木は世界に広く生育しているため、広範囲にわたる地域を対象として気候の復元を行うことが可能である。

近年、世界各国で年輪気候学的に過去から現在に至る数百年間の気候変動の復元を行った研究が盛んに報告されている（たとえば, Hughes et al. 1982）。気候の復元が必要とされる背景として、地球温暖化などの地球環境の変動の検出とその影響の予想が重要とされていることが挙げられる。19世紀の産業革命以降、産業の発展に伴って二酸化炭素やメタンなどの地球の気温を上げる温室効果気体の大気中濃度が上昇し続けており、その結果として地球の温暖化が起こっているの

ではないかと指摘されている（気象庁 1993）。さらに、温暖化の進行によって、近い将来に生態系や人間の社会に深刻な影響が及ぶ恐れがあるとされている（内嶋 1996）。しかしながら、地球がすでに人為的な影響によって温暖化しているのかどうかは明らかではなく、また温暖化による将来の影響の予測もいまだ確定的ではない（気象庁 1993）。IPCC（気候変動に関する政府間パネル）は、過去 100 年間に地球の平均気温は $0.3\sim 0.6\text{ }^{\circ}\text{C}$ 上昇し、その結果、海水面が $10\sim 20\text{ cm}$ 上昇したと判定しているが（気象庁 1993）、過去の測定点の少なさや、データの均質性などの問題から比較が難しいとの議論もある（米本 1994）。また、過去 100 年間にわたる平均地上気温の上昇幅は自然の要因による変動幅にあり、人為的な温室効果を原因と決める結果はいまだ得られていない（朝倉 1995）。さらに、温室効果気体の濃度の上昇によって、全世界で均一に気温が上昇するわけではなく、気候状態を決定する大気組成・海水温・雪氷面積などの全ての因子とその相互作用を含む系である気候システムに大きな変化が生じると考えられ、気候変動に伴う影響は地域によって大きく異なると考えられている（内嶋 1996）。そこで、気候システムの解明と気候の変化を推定するための数理モデルである気候モデルの改良が気象学の分野を中心に行われている。しかし、温室効果気体の濃度の上昇に伴う気候変動を推測するための気候モデルを用いたシミュレーションの結果では、予想された気候の変動の大きさや空間パターンが気候モデルによって大きく異なっており、いまだに確定的な結論が得られていない（気象庁 1993；米本 1994）。

温室効果気体の濃度の上昇に伴う気候変動の予測におけるこれまでの研究の問題点として、長周期の自然の変動と温室効果気体に起因する変動を分離できず、温室効果気体の濃度の上昇に伴う温暖化の検出が出来ていないことが挙げられる（気象庁 1993）。そこで、過去における長期間にわたる気候の状態を知り、長

周期の自然の気候変動の評価をすることが必要とされている（気象庁 1993；朝倉 1995）。しかしながら、機器観測による気候データは古くとも 150 年程度の期間しか存在せず、比較的長期にわたる記録が存在する地域も限られており、時間的にも、地域的にも詳細な気候データが限定されている。したがって、機器観測が始まる以前の気候の復元を行うことは、過去から現在に至る気候変動の実態の把握および気候システムの解明に寄与し、温室効果気体の濃度の上昇に伴う温暖化をはじめとする未来の大きな環境変動の影響を予測するうえで重要である。

過去の気候変動の復元を行うため、これまで様々な指標を用いて研究が行われている。例えば、氷床コア、湖底堆積物、堆積物中の花粉、古文書などの歴史的な記録、そして樹木年輪などである（Williams and Wigley 1983）。氷床コア、湖底堆積物、堆積物中の花粉を用いる方法は、過去数十万年から数千年のタイムスケールを対象として長期にわたる気候変動の復元に用いられている。一方、歴史的な記録や樹木年輪を用いる方法では、過去数百～数千年の期間を対象として 1 年単位の時間的分解能が高い気候復元が行える利点がある。さらに、年輪気候学的方法では、樹木が生育している場所であればどこでもデータを得ることが出来、その生育地での気候の復元の可能性がある。つまり、広範囲にわたる地域での気候の復元が可能と言える。現在、年輪気候学的手法を用いた気候復元が世界各地で進められているが（Hughes 1991）、モンスーンの影響を受け、気候システムを理解するうえで重要な位置を占めるアジア地域での報告例は少ない（Hughes 1995）。とくに、日本における年輪気候学的手法を用いた気候復元に関する報告例はほとんどないのが実状である。

わが国では、さまざまな環境因子が樹木の肥大成長に複合的に影響しているため、年輪幅変動に対して影響する特定の気候因子を抽出するのは難しいと言われてきた（斉藤 1948, 1950；Arakawa 1960）。しかしながら、近年、日本におい

でも体系化された年輪年代学的な解析手法を適用することにより、年輪幅の変動と気候因子の間に有意な関係が認められることが明らかになってきている（武市 1983 ; Kojo 1987 ; 古川ら 1993）。さらに、海外において、針葉樹の年輪内最大密度（Parker and Henoch 1971 ; Schweingruber et al. 1978）や広葉樹の年輪幅（Tardif and Bergeron 1993 ; Santini et al. 1994）などが特定の気候因子を敏感に反映すると報告されている。よって、針葉樹の年輪内最大密度や広葉樹の年輪幅を用い、体系化された年輪気候学的手法を適用することにより、わが国においても気候復元を行える可能性が十分ある。したがって、日本における樹木年輪を用いた気候復元の可能性を確認することは重要である。とくに北海道は、高樹齢の天然木が豊富に存在することから、長期にわたる気候復元を行ううえで世界的にも重要な位置を占めると考えられる。

ところで、年輪気候学的に気候復元を行う場合の前提条件として、気候復元の指標として用いる年輪幅や年輪内最大密度と気候因子との関係が統計的にはもちろんのこと、樹木の肥大成長に及ぼす気候因子の影響が生理学的な観点からも合理性を持つ必要がある（Fritts 1976）。これまでの研究の多くでは、年輪幅や年輪内最大密度と気候データの相関関係を解析し、その結果から年輪形成にかかわる樹木と気候因子の生理的な因果関係を推定していた（たとえば、Peterson and Peterson 1994）。しかしながら、年輪幅や年輪内の密度値は年輪を構成する木部細胞の数や細胞径・細胞壁厚などによって決定される。つまり、気候因子が木部細胞の分裂頻度、木部細胞の拡大、細胞壁の肥厚といった分化・成熟過程に影響を及ぼす結果として木部細胞の数や形態が変動し、年輪幅や年輪内の密度値に反映されると考えられる。したがって、年輪幅や年輪内の密度値を気候復元の指標として用いる場合には、気候変動が年輪形成に及ぼす影響を、統計的な解析のみでなく木部細胞の分裂・分化・成熟過程と関連させて把握する必要がある。

とくに針葉樹の年輪内最大密度は気候因子を敏感に反映するとの報告が多く（たとえば, Parker and Henoch 1971 ; Schweingruber et al. 1978）, 頻繁に気候復元の指標として用いられている。しかし, 木部細胞の分化・成熟過程と関係する年輪内最大密度の変動のメカニズムは十分に解明されていない（Conkey 1986）。したがって, 年輪内最大密度を気候復元の指標として用いるためには, 細胞レベルでの年輪内最大密度の変動の要因を確認することが重要である。

以上の背景から, 本研究では, 気候復元を可能とする前提条件である年輪幅と年輪内最大密度に及ぼす気候因子の影響を統計的に解析した。さらに, 気候変動に伴う針葉樹の年輪内最大密度の変動の仕組みについて, 年輪後半部に位置する仮道管の放射径や細胞壁厚との関係から検討を行った。そのうえで北海道北部における年輪幅と年輪内最大密度を用いた気候復元の可能性を検証し, これらの結果をもとにして気候復元を行った。解析に用いる樹種として, 比較的長寿命であるアカエゾマツ (*Picea glehnii* Mast.) とヤチダモ (*Fraxinus mandshurica* var. *japonica* Maxim.) を選択し, アカエゾマツの年輪幅と年輪内最大密度およびヤチダモの年輪幅を対象に研究を行った。

1.2 従来の研究の経過と問題点

1.2.1 年輪気候学的研究

a. 初期の研究

年輪年代学としての体系的な発展は, アメリカの太陽物理学者 Douglass が 1901年に年輪幅時系列の変動パターンと太陽黒点の変動周期が対応していることに注目したことに始まる (Schweingruber 1996)。以後, 年輪年代学の研究は, Douglass が設立したアリゾナ大学年輪研究所を中心に進められた。年輪幅と気候因子の関係における初期の研究は, おもにアリゾナをはじめとするアメリカ南

西部の乾燥した気候条件下に生育する樹木を対象に進められた。Douglassらは、アメリカ南西部に生育する樹木の年輪幅の時系列変動と降水量や河川流量との関係が認められることを報告している（Douglass 1914, 1937 ; Schulman 1941, 1954）。しかしながら、年輪幅と気候因子の関係における初期の研究では、年輪幅を対象としてスケルトンプロットや実測値の平均値と気候データとの関係を比較し、その変動の類似性から過去の気候変動を類推する方法が主であった。

b. 統計的手法の進歩

生育地を代表する年輪幅時系列の変動を定量的に算出するため、1960年代より標準化（standardization）と呼ぶ手法が取り入れられた。標準化とは、年輪幅などの時系列に対し、その時系列を近似する曲線または直線（以下、傾向曲線と呼ぶ）を当てはめ、各年の年輪幅の値と傾向曲線の対応する値の比を算出することを言う。標準化によって、年輪幅時系列から樹齢の増加や攪乱などに伴う個体に特有な変動を取り除き、年輪幅の時系列変動を実測値の大きさに左右されない相対的な値にすることができる（Matalas 1962 ; Fritts 1963）。個体の年輪幅の時系列変動を相対的な値とすることにより、時系列の個体間の定量的な比較や平均値の算出が可能となり、生育地の年輪幅の時系列変動を代表するクロノロジーを定量的に作成できる（Fritts 1966）。さらに、標準化を行うコンピュータプログラム（Fritts 1963 ; Fritts et al. 1969）の導入とコンピュータの処理速度の向上により、大量のデータを高速に処理することが可能となり、以後、年輪幅の時系列変動と気候因子の関係について非常に多くの研究結果が発表されている。Fritts et al. (1965) は、アリゾナの乾燥条件の異なる生育地での針葉樹の年輪幅の時系列変動と気候因子の関係を統計的に比較し、生育地の乾燥条件が厳しいほど年ごとの年輪幅の変動、年輪幅指数の個体間の相関、年輪幅と気候因子の相関関係が高

くなることから、森林限界付近に生育する樹木の年輪幅の時系列は気候変動を最も敏感に反映していることを報告している。Brubaker (1980) は、アメリカ西部の広い地域にわたる年輪幅の変動を主成分分析によって解析し、その結果、年輪幅の変動に地域的な共通性があり、地域ごとに特徴的な時系列変動が地域による気候の違いに起因することを報告している。これらの研究では、樹木の生育条件や地域によって年輪幅の時系列変動と気候因子の関係が変化することを明らかにすると共に、乾燥地や高山などの樹木の生育にとって厳しい環境ほど年輪幅の時系列変動と気候因子の関係が強くあらわれることを示唆している。

年輪幅と気候因子の関係に関する研究の多くは、半乾燥地帯、高緯度地域、高山などに生育する樹木を対象にして進められた。これらの地域では森林が開放林分であることが多く、隣接する樹木からの被圧・開放などに伴う年輪幅時系列の変動が少ないため、指数関数などの単純な曲線を用いて標準化を行うことが可能である。さらに、樹木の成長を制限する環境因子が明確であり、年輪幅の変動に対する気温や降水量の影響が顕著である。そのため、年輪幅と気候因子の明瞭な関係が明らかにされている。一方、温暖湿潤気候下の閉鎖林分に生育する樹木では、隣接する樹木からの被圧・開放などに伴う複雑な年輪幅時系列の変動が生じて気候変動に伴う年輪幅の時系列変動が相対的に小さくなってしまいうとともに、年輪幅の変動に対する特定の気候因子の影響が顕著にあらわれず、年輪幅と気候因子の明瞭な関係が得られていなかった (Blasing et al. 1983; Conkey 1986; 野田 1996)。しかし、統計手法上の改良により、これらの地域における年輪気候学的研究が可能になりつつある。温暖湿潤気候下の森林において年輪気候学的研究を可能にする手法上の改良点として、隣接する樹木からの被圧・開放などに伴う複雑な時系列変動を取り除くための標準化への数値フィルターの応用、年輪幅の変動に関与している複数の気候因子の影響を解析するための重回帰分析方法の開発、

の二つが挙げられる。

標準化方法の改良において、Stockton and Fritts (1971), Fritts (1976) は、隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱などに伴う年輪幅の時系列変動を取り除くため、年輪幅時系列に柔軟に適応する曲線であるガウス型加重移動平均を標準化に用いる傾向曲線として応用した。ガウス型加重移動平均はガウス分布をする加重係数をもつ移動平均で、短周期成分を減衰せずに一定の周期より大きい変動成分を取り除くことが出来るローパスフィルター (low-pass filter) の一種である (Holloway 1958)。さらに、Cook and Peters (1981) は、スプライン関数を標準化における傾向曲線として用いることを提案した。スプライン関数は、ガウス型加重移動平均に比べて傾向曲線中に維持される周期成分と減衰される周期成分とを明確に区別する。さらに、ガウス型加重移動平均では加重係数の個数によって標準化に用いる傾向曲線の時系列の両端のデータが欠落するが、スプライン関数ではデータの欠落が無く、時系列の長さを維持できる。これらの2種類の曲線は、年輪幅の時系列変動を柔軟に近似し、かつ抽出される変動の周期成分が明確である利点をもつ。隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱などに伴う変動をもつ年輪幅時系列の標準化にスプライン関数を用いることで、クロノロジーに含まれる気候以外の因子に起因する変動が減衰され、気候因子に起因する変動が保たれることが Blasing et al. (1983) らによって報告されている。現在は、隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱などに伴う変動をもつ年輪幅時系列を対象として年輪気候学的研究を行う場合には、主にスプライン関数が年輪幅時系列の標準化に用いられている (たとえば、Tardif and Bergeron 1993; Pumijumnong et al. 1995; Sander et al. 1995; 小林 1997)。一方で、標準化にスプライン関数を適用する場合には、年輪幅指数における気候以外の因子による変動が減衰され、かつ気候因子による変動が保たれるように、スプライン関数によって抽出される変動の周期成分特性

を決定するフィルター長を設定する必要がある。しかしながら、標準化時に用いるスプライン関数の最適なフィルター長の選択にあたり、これまでの研究においては統一された基準は示されておらず、研究の目的および計測されたデータに応じて検討する必要があることが指摘されている（Cook and Briffa 1990）。

年輪幅の変動に関与している複数の気候因子の影響を解析するための重回帰分析方法として、レスポンスファンクション解析（Fritts et al. 1971 ; Fritts 1976）の開発が以後の研究に大きく貢献をしている。従来、年輪幅と気候因子の関係についての解析には、単相関分析が多く用いられてきた。しかし、単相関分析では、異なる季節の気温や降水量などの複数の気候因子が樹木の肥大成長に影響している場合、それぞれの気候因子の寄与の程度や全ての気候因子によって説明される変動の割合は明らかに出来ない。一般に、一つの従属変数と二つ以上の独立変数との関係を解析する場合、重回帰分析が用いられる。しかしながら、通常重回帰分析では、独立変数間の相関が高い場合には多重共線性の問題が生じて重回帰分析の精度が低下してしまう（Fritts et al. 1971）。とくに、月平均気温や月降水量のデータは相互間に相関関係があることが多く、多重共線性の問題を解決したうえで解析を行うことが重要である。さらに、独立変数の数が多いと自由度が減り、結果的に重相関係数が増加してしまう可能性がある（Fritts 1976）。この二つの問題点を解消する手法として、Fritts et al. (1971), Fritts (1976) は、気候データをあらかじめ主成分に変換し、寄与率の小さい主成分を除いたうえで主成分得点を独立変数として重回帰分析を行うレスポンスファンクション解析（response function analysis）を開発した。レスポンスファンクション解析では、重回帰分析における独立変数があらかじめ主成分に変換されているために多重共線性が除かれている。さらに、独立変数の数が減少しているために自由度の低下の問題も改善される。現在、レスポンスファンクション解析は年輪幅や年輪内最

大密度と気候因子の関係についての解析において最も頻繁に使われている（たとえば，LaMarche and Stockton 1974；Schweingruber et al. 1978）。

c. 軟X線デンシトメトリーの利用

1970年代以降には，年輪幅に加えて軟X線デンシトメトリーによって得られる年輪内最大密度などの1年輪内の密度値も気候変動を反映する重要な指標として年輪気候学的研究に用いられている。軟X線デンシトメトリーとは，木材の軟X線撮影フィルム濃度をマイクロデンシトメーターで解析することにより密度値を測定する方法であり，Polge（1966，1970）によって開発され，各国へ普及した。Polge（1966）は，気候変動を表す指標として，軟X線デンシトメトリーによって得られる1年輪内の密度値に着目し，フランスに生育するグランドファー（*Abies grandis* Lindl.）の晩材幅と8～10月の降水量の間に負の相関があることを報告している。Parker and Henoch（1971）は，カナダに生育するエンゲルマンズスプルース（*Picea engelmannii* Parry）の軟X線デンシトメトリーによって得られる1年輪内の密度値のなかで，年輪内最大密度が夏期の気温と高い相関を示し，年輪年代学的研究において年輪幅より有効であることを報告している。Schweingruber et al.（1978）は，年輪気候学的研究における軟X線デンシトメトリーの測定手法を確立したうえで，スイスアルプスに生育する針葉樹の年輪内最大密度と夏期の気温との高い相関関係を明らかにし，年輪内最大密度を用いることで夏期の気候復元が可能であることを示している。これらの研究により，とくに年輪内最大密度が夏の気候因子と高い相関をもち，気候復元に適した指標であることが確かめられてきた。Conkey（1986）は，年輪気候学的研究に用いる指標としての1年輪内の密度値の時系列データの長所を，1）気候変動に伴う年ごとの時系列変動が大きいいため，クロスデイティングが容易になる，2）標準化に

あたって回帰直線などの単純な傾向曲線を用いることが出来るため、1年輪内の密度値の時系列変動から長周期の気候変動に伴う変動成分を抽出することが可能である、3) 気候因子との相関が高いため、気候復元の精度を高めることができる、の3点にまとめ、年輪内最大密度などの1年輪内の密度値の時系列データを用いることで温暖湿潤地域での気候復元が可能になると述べている。

d. 世界における年輪気候学的手法を用いた気候復元

以上に述べてきたように、統計的な手法の改良により年輪幅や年輪内最大密度の時系列変動が気候変動を反映していることが確かめられ、さらに、気候因子に敏感に反応する、軟X線デンシトメトリーによって得られる密度値も用いることにより、様々な地域における気候復元が可能となってきた。年輪幅を用いた気候復元の最初の報告は判然としないが、1970年代には Fritts et al. (1971) が北アメリカにおける気候の広域的なパターンの変動を復元している。年輪内最大密度を用いた気候復元としては、Schweingruber et al. (1978), Hughes et al. (1984) が、それぞれスイスアルプスとスコットランドで夏期の気温の復元を行なっている。長期にわたる気候復元としては、過去2000年間 (Scuderi 1993), 1400年間 (Briffa et al. 1990), 1000年間 (D'Arrigo et al. 1991; Graumlich 1993; Briffa et al. 1995) などの報告例がある。近年では、地球温暖化をはじめとする地球環境の変化が社会的な問題となり、地球規模での過去から現在に至る気候復元が必要とされていることから (Hughes 1991), 広い地域を対象として多数の生育地を選択し、各生育地でのクロノロジーを作成したうえでの広域的な気候復元が、北アメリカ (Blasing and Fritts 1976; Schweingruber et al. 1991; Briffa et al. 1992; Meko et al. 1993), 南アメリカ (Villalba 1990), ヨーロッパ (Briffa et al. 1988, 1990; Schweingruber et al. 1991), シベリア (Briffa et al. 1995) などの地域について報

告されている。

e. 日本における年輪気候学的研究

日本においても、年輪幅の時系列変動と気候の関係は古くから注目されており、年輪幅を用いて過去の気候の推定が試みられている。1930年代の研究では、飛騨におけるヒノキ (*Chamaecyparis obtusa* Sieb. et Zucc.) の802年分の年輪幅時系列 (山沢 1930)、台湾のベニヒ (*Chamaecyparis formosensis* Matsum.) の約1500年分の年輪幅時系列 (志田 1935)、ヤクスギ (*Cryptomeria japonica* D. Don) の約880年分の10年ごとの年輪幅の累積など、長期にわたる年輪幅の時系列が対象とされ、これらの変動と気候および飢饉の関係が認められたと発表されている (奈良国立文化財研究所 1990; 野田 1996)。一方、斉藤 (1948, 1950) は、北海道に生育するハリギリ (*Kalopanax pictus* Nakai)、エゾマツ (*Picea jezoensis* Carr.) など計20個体の年輪幅時系列を比較し、その変動周期に位相のばらつきがあることから、年輪幅の時系列変動によって気候変動を推定することは大きな冒険を起すことになるかと報告し、年輪幅の時系列を用いた気候復元に慎重な姿勢を示している。同様に、Arakawa (1960) は、日本では気候因子が複雑に年輪幅の時系列変動に影響するため、年輪を用いた気候復元が難しいと報告した。これら初期の研究は、アリゾナ大学年輪研究所などの研究とは別に、国内で独自に行われてきたが、隣接する樹木からの被圧・開放などに起因する時系列変動を除去する標準化の方法が採られていないため、気候が関与する年輪幅の変動成分が十分に抽出されないまま解析が行われている点や、単木あるいは数本の供試木のみを用いて解析が行われており、個体数が十分でなかったなどの問題点が指摘されている (Zheng et al. 1982; 奈良国立文化財研究所 1990; 野田 1996)。

1980年代以降になると、日本においても、体系化された年輪年代学的な解析手

法である標準化やレスポンスファンクション解析などを用いて年輪幅や1年輪内の密度値と気候因子の関係の解析が行われるようになった。年輪幅を対象にした研究としては、武市（1983）が四国地方のアカマツ（*Pinus densiflora* Sieb. et Zucc.），Kojo（1985）が京都のスギ，古川ら（1993）が中国地方のクロマツ（*Picea thunbergii* Parlat.），尾形ら（1994）が東北地方のブナ（*Fagus crenata* Blume），D'Arrigo et al.（1997）が北海道のカシワ（*Quercus dentata* Thunb.）の年輪幅と気候因子の関係を解析し，それぞれの年輪幅の変動に対して気候因子の寄与が認められることを報告している。また，軟X線デンシトメトリーで得られる1年輪内の密度値の時系列変動と気候因子の関係も解析されており，野堀（1994）は苫小牧のアカエゾマツ造林木の1年輪平均密度に対する当年夏の気温の正の寄与を，年輪幅・1年輪平均密度に対する冬期の気温と日照時間の負の寄与を報告している。小林・深澤（1993），小林（1997），Kobayashi et al.（1995）は苫小牧に生育するヨーロッパトウヒ（*Picea abies* Karst.）造林木とエゾマツ天然木の年輪幅・年輪内最大密度と気候因子の間に相関が認められることを報告している。これらの報告より，日本に生育する樹木においても年輪幅や年輪内最大密度の時系列が気候変動を反映していることが明らかとなり，日本においても年輪気候学的手法を用いた気候復元が可能であることが予想される。日本における年輪気候学的手法を用いた気候復元に関する研究の最初の報告として，Sweda（1994）は木曽ヒノキの年輪幅クロノロジーを用いて冬期の気温と夏期の降水量の復元を試みている。しかしながら，年輪幅クロノロジーと気候データの関係から求められる気候復元モデル式が恒常的に成り立つことを証明する検証（verification，第5章参照）が十分に行われていない問題がある。

1.2.2 日本における気候復元

日本における過去1000年程度の期間を対象とした気候復元としては、古日記の記述から得られる情報を用いた研究が多く報告されている。古日記を用いる利点は、1年ではなく1日単位の精度で当時の気候を再現することが可能なことである（田上・深石 1993）。古日記から得られる情報には、大別して季節現象と日々の天気記録がある（水越 1986）。

季節現象を指標とした研究では、3月の平均気温が高いほどサクラの開花日が早く、また両者の相関関係が高いことを応用し、古日記における観桜の記載から、京都では断片的ながら9～20世紀の、金沢・高知では19世紀の気温の復元が行われている（荒川 1955；Arakawa 1956；河村 1993）。また、諏訪湖における御神渡り（湖面が全面結氷し、氷面の体積の膨張により生じた亀裂の氷堤が現れる現象）を寒さを表す指標として用い、中部山岳地帯における冬期の気温の復元を試みている研究も多く報告されている（藤原・関口 1936；藤原 1954；荒川 1954；田中・吉野 1982）。

日々の天気記録を用いた研究には、降雨・降雪・台風の出現頻度を各時代について比較したものが多い（前島・田上 1983；水越 1983；吉村 1984）。これらの研究では、主に定性的に時代ごとの気候の変動傾向が論じられている。また、近年では、各地における同時代の記録を用いて日々の天気分布を明らかにし、これをもとにして日々の気圧配置を推定し、その出現状況・頻度から気候を復元する研究が報告されている（三上 1983, 1986, 1988；水越 1986, 1993）。この手法では、データに地域的な広がりがあるために気圧配置を推定することが可能であり、過去における気候変動の仕組みを明らかに出来る利点がある。また、機器観測開始以後の気圧配置のタイプと気温や降水量の関係から、当時の気温や降水量を復元することも可能である（水越 1986）。さらに、これらとは別に、定量

的に気温や降水量の変動を推定する方法として、日記から降雨日数を読みとり、降水量や気温を推定する研究が試みられている。Murata (1992) は、全国の 12 地点において、古日記から読みとった降雨日数から 18~19 世紀の全国各地での 6、7 月の降水係数を復元している。しかしながら、東北地方における降水係数の復元を試みた場合には地点間での推測値の変動に共通性が見られず、復元が不可能であった。その原因として、当時と現在では降水係数と降水日数の関係または降水の地域的な相似性が異なる可能性を指摘している (Murata 1992)。降雨日数から降水量や気温を推定する研究では、現在の観測データと過去の気候の連続性を確保することが難しいと考えられる。機器観測と古日記の記録が存在する期間が重複し、現在の気候との比較が可能な研究として、Mikami (1995) は、東京における 6 月の降雨日数と気温の相関が高いことを利用し、古日記から読みとった降雨日数から 1721 年以降の月平均気温を復元している。

以上のように、これまでの古日記を用いた気候復元では多くの成果が得られている。一方、問題点として、文書や記載者の感覚の違いなどに起因する資料の均質性の問題、現在の気候データと当時の気候の連続性の確保の問題などが指摘されている (水越 1986 ; Mikami 1988 ; Murata 1992 ; 三上 1993)。さらに、情報源が限られることから、古日記の記録を用いた気候復元は主に江戸時代中期以降、地域的にも近畿・東海地方に集中している (水越 1986)。

一方、年輪気候学的手法を用いた気候復元は、樹木の生育している地域で、かつ年輪幅や 1 年輪内の密度値と気候因子の関係が認められれば気候復元の可能性があることや、長期にわたり連続的なデータが得られる利点がある。したがって、わが国における年輪気候学的手法による復元を進めるとともに、古日記の記録を用いて得られた気候復元の知見と併せることにより、時間的に連続かつ分解能が高く、地域的な広がりをもつ過去の気候変動の復元が可能となると考える。

1.2.3 針葉樹の年輪内最大密度の変動と仮道管の放射径・接線壁厚の関係

針葉樹の年輪内最大密度の変動は夏の気候因子と高い相関を示すことから、夏の気候の復元を行う際の指標として頻繁に用いられている (Schweingruber et al. 1978, 1991 ; Hughes et al. 1984, 1994 ; Briffa et al. 1988, 1990, 1995)。しかし、気候因子が年輪内最大密度の変動に及ぼす細胞レベルでの影響はいまだ明らかではない。軟X線デンストメトリーで得られる密度値は、計測部位における細胞壁率を表している。また、細胞壁比重は年輪内の部位によらずほぼ一定であるので、針葉樹における細胞壁率は仮道管の径と細胞壁厚によって決定される。したがって、年輪内最大密度の変動は年輪後半部に位置する仮道管の放射径と細胞壁厚の一方または両方の変動に影響されると言える。このことから、気候変動が年輪後半部に位置する仮道管の径の拡大程度と細胞壁の肥厚過程の一方または両方に影響し、その結果として年輪内最大密度が変動することによって、気候因子と年輪内最大密度の間に有意な相関関係が生じることが示唆される。しかしながら、年輪内最大密度と年輪後半部に位置する仮道管の放射径・細胞壁厚の関係、気候変動と年輪後半部の仮道管の放射径・細胞壁厚の変動の関係はいまだ明らかにされていない。したがって、年輪内最大密度を気候復元の指標として用いるためには、解剖学的な手法を用いてこれらの関係を明らかにし、気候因子が年輪内最大密度の時系列変動に影響するしくみを確認することが重要である。

これまでの研究では、Heger et al. (1974) がカナダ西部に生育するダグラスファー (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco) の晩材平均密度と夏の気温が正の相関を、降水量が負の相関を示すことを年輪気候学的手法により明らかにしたうえで、温暖乾燥・冷涼湿潤と対照的な夏の気候条件下で形成された2年分の年輪を比較し、晩材平均密度の違いは仮道管の接線壁厚の違いに起因することを報告している。同様に、夏の気温と正の、降水量と負の相関が認められる北海道北

部に生育するアカエゾマツの年輪内最大密度について、夏期の気候が温暖乾燥条件で高い年輪内最大密度を示す年と冷涼湿潤条件で低い年輪内最大密度を示す年に形成された連続する2年輪を選択して両者を比較したところ、年輪内最大密度の違いは仮道管の接線壁厚に起因することが報告されている（Yasue et al. 1997）。しかし、これらの研究では、多数の年輪を対象とした定量的な検討は行われていない。多数の年輪を対象とした定量的な解析を行った研究として、Park（1990）は、アリゾナの半乾燥地域に生育するポンデローサパイン（*Pinus ponderosa* Laws.）の年輪の最終部に位置する放射方向に隣接する2個の仮道管の放射径と細胞壁厚を画像解析によって計測し、年輪年代学的手法により気候因子の関係を解析したところ、仮道管の放射径と細胞壁厚の両方に対して降水量が正に、気温が負に寄与することを報告している。しかし、年輪内最大密度と仮道管の放射径・細胞壁厚の関係は明らかにされていない。

一方、苗木や若齢木を用い、人為的に生育環境の制御を行うことにより木部細胞の形態に対する日照量・気温・水不足などの環境因子の影響を検討したさまざまな研究が報告されている（たとえば、Larson 1969；Denne and Dodd 1981）。Larson（1969）は、早材から晩材への移行に伴う木部細胞の細胞径の減少と細胞壁厚の増加は独立した機構によって起こり、細胞径の減少は主に植物ホルモンとの、細胞壁厚の増加は光合成との関わりが強いことを示している。Denne and Dodd（1981）は、木部細胞の分裂頻度・細胞径・細胞壁厚と日照量・気温・水不足などの環境因子との関係における既往の報告から、これらの環境因子が木部細胞の形態に及ぼす影響を、木部細胞の分裂・分化・成熟の過程に対する直接的な影響と樹冠における光合成活動と関係する光合成生産物の樹幹への供給や植物ホルモンバランスを介する間接的な影響に分け、それぞれについて考察している。しかしながら、年輪後半部に位置する仮道管の形態に特に焦点をあて、気候条件

によって仮道管の径や細胞壁厚が変動することに関して研究した例は見ない。

そこで、気候変動に伴って年輪内最大密度が変動するしくみを明らかにするためには、年輪内最大密度と仮道管の放射径・細胞壁厚の関係、仮道管の放射径・細胞壁厚と気候因子の関係を解析すると共に、得られた解析結果と木部細胞の形態に対する環境因子の影響についての既往の知見とを比較する必要がある。

1.3 本論文の構成

本論文では、異なる立地条件に生育するアカエゾマツ（4生育地）、ヤチダモ（2生育地）について、アカエゾマツでは年輪幅と年輪内最大密度を、ヤチダモでは年輪幅を計測し、これらの時系列を用いた気候復元の可能性を検討した。年輪幅や年輪内最大密度と気候因子の関係について解析し、気候復元を行うためには、生育地を代表する年輪幅および年輪内最大密度の時系列であるクロノロジーが必要である。そこで、はじめに、第2章でアカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度とヤチダモの年輪幅を軟X線デンシトメトリーにより計測し、クロノロジー作成上の標準化方法の検討を行ったうえで、クロノロジーを作成した。

第3章では、得られたクロノロジーと気候データの間関係をレスポンスファンクション解析および単相関分析によって解析し、年輪幅・年輪内最大密度の変動に及ぼす気候因子の影響を統計的に明らかにした。

第4章では、さらに、年輪気候学的研究において重要な指標として用いられている年輪内最大密度が気候因子の影響を受けて変動するしくみを解明する目的で、年輪内最大密度と年輪後半部に位置する仮道管の放射径・細胞壁厚の関係、気候因子と仮道管の放射径・細胞壁厚の関係を解析した。

第2章から第4章を通して、年輪幅や年輪内最大密度の時系列変動に及ぼす気候因子の影響を明らかにし、年輪幅や年輪内最大密度の時系列変動が気候変動を

反映していることを確認したうえで、第5章では、アカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度とヤチダモの年輪幅のクロノロジーを用いて気候復元モデル式を作成し、さらにその有効性を統計的に検証し、1750年以降の北海道北部の気候を復元した。

第6章では、得られた知見をもとに、本研究での成果をまとめると共に今後の年輪気候学的研究における課題について考察を行った。

第2章 アカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度および

ヤチダモの年輪幅のクロノロジーの作成

2.1 緒言

樹木年輪を用いて、樹木の肥大成長と気候因子の関係を解析したり、古気候の復元を行うためには、まず年輪幅や年輪内最大密度のクロノロジー (chronology) を作成する必要がある。クロノロジーは生育地を代表する年輪幅または年輪内最大密度の時系列であり、複数の個体の年輪幅指数または年輪内最大密度指数の平均として求められる。クロノロジーは年輪編年 (Kojo 1987), 暦年標準パターン (光谷 1987a, b) とも呼ばれるが、日本語での用語が統一されていないので、本論文ではクロノロジーと記す。クロノロジーは、1) 各個体の年輪幅または年輪内最大密度の時系列の年代を照合するクロスデイティング, 2) 個体特有の変動を取り除く標準化, 3) 標準化によって得られた時系列の平均値の算出, の3つの過程を経て作成される (Fritts 1976)。

個体間の年輪幅または年輪内最大密度の時系列を比較することにより偽年輪や欠損輪を検出し、時系列に含まれる年輪が形成された年を決定する過程をクロスデイティングと呼ぶ。一般にクロスデイティングでは、目視観察により記録した年輪幅の変動パターンや特徴的な年輪の出現を個体間で比較することにより、年輪が形成された年代の特定を行なった後、統計的な照合によってその結果を確認する。統計的な照合において、近年の年輪年代学では Holmes (1983) が開発したCOFECHAプログラムが最も頻繁に用いられている。COFECHAプログラムは、計測した年輪幅時系列を年次方向に1年ずつずらしながら基準となるマスタークロノロジーと重複する区間の相関係数を求め、相関係数が最も高い位置を探すことによって照合を行う。最も頻繁に使用されているプログラムであるため、クロ

スデイティングにより得られる統計的な結果を他の知見と比較する場合において有効である。本研究でもクロスデイティングにおける統計的な照合に COFECHA プログラムを用いた。

年輪幅や年輪内最大密度の実測値の時系列と、その時系列を近似する傾向曲線の比をとることを標準化と呼び、年輪年代学・年輪気候学的研究において重要な過程である。標準化には、年輪幅・年輪内最大密度を実測値の大きさに左右されない相対的な値とすること、個体に特有な変動を除去し気候因子に起因する変動を抽出すること、の二つの目的がある。標準化に用いられる傾向曲線には、指数関数、回帰直線、多項式曲線、ガウス型加重移動平均、スプライン関数などがあり、用いる傾向曲線の種類によって標準化後に抽出される時系列の変動の周期成分や性質が異なる。したがって、研究の目的および計測された時系列に応じて標準化に用いる傾向曲線の種類を検討することは重要である。

本章では、各個体の年輪幅・年輪内最大密度の時系列の年代をクロスデイティングによって照合し、標準化の方法を検討したうえでのアカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度とヤチダモの年輪幅のクロノロジーの作成を目的とする。

2.2 標準化の概念と方法

年輪幅・年輪内最大密度の時系列には、樹木が成長する過程で受けた様々な環境因子に起因する変動が含まれている。一般に年輪年代学において、年輪幅・年輪内最大密度の時系列は式 2.1 で表されるようないくつかの環境因子に起因する変動の線形集合とみなされる (Cook 1985, 1990)。

$$R_t = A_t + C_t + \delta D1_t + \delta D2_t + E_t \quad (2.1)$$

ここで、 t 年の年輪幅または年輪内最大密度の時系列は R_t 、樹木の加齢に伴う成長変動は A_t 、気候因子に起因する変動は C_t 、隣接する樹木からの被圧・開放などの局所的かつ生育地内の内因的な影響に起因する変動は $D1_t$ 、風害や生物害などの地域性を持ち生育地の外因的な影響に起因する変動は $D2_t$ 、上記で説明できない変動の誤差項は E_t である。 δ は $D1_t$ と $D2_t$ の存在の有無を決定する係数で、0 または 1 をとる。

樹木の加齢に伴う成長変動 A_t は、周辺に他の個体が存在しない開放林分に生育している個体の年輪幅が樹幹の直径の増加に伴い徐々に減少する負の指数関数的な変動や、年輪内最大密度が形成層の加齢に伴って一旦上昇した後に徐々に減少していく変動を指す。気候因子に起因する変動 C_t には気温や降水量などによって影響を受けた変動が含まれる。気候因子は生育地内の全ての個体に対して共通に影響を与えると考えられるため、生育地内の個体に共通する年輪幅・年輪内最大密度の時系列変動は主に気候因子に起因する変動と仮定できる。 $\delta D1_t$ は、隣接する樹木からの被圧・開放などの生育地内の限られた個体に影響するが、生育地全体に共通して影響を与えない因子に起因する変動である。それに対して $\delta D2_t$ は風害や生物害など生育地全体に影響するような因子に起因する攪乱に伴う変動である。

本研究の目的は、年輪幅・年輪内最大密度の時系列を用いて気候の復元を行うことにあるので、各個体の時系列変動中の気候因子に起因する変動 C_t のみを残し、それ以外の因子に起因する変動を取り除く必要がある。ここで、気候因子に起因する変動 C_t 以外の変動を個体における年輪幅または年輪内最大密度の時系列の傾向曲線 G_t と定義すると、 G_t は A_t 、 $D1_t$ 、 $D2_t$ の関数として、

$$G_t = f(A_t, D1_t, D2_t) \quad (2.2)$$

と表すことができる (Cook 1985, 1990)。年輪年代学において、年輪幅または年輪内最大密度の時系列から傾向曲線 G_t を除去する手順を標準化と呼ぶ。一般に、元の時系列 R_t から傾向曲線 G_t を除去した結果、求められる新しい時系列 I_t は、

$$I_t = R_t - G_t \quad (2.3)$$

または、

$$I_t = \frac{R_t}{G_t} \quad (2.4)$$

によって算出される。年輪幅時系列のように、年輪幅の平均値が増加するにつれてその分散も増加する傾向が認められる場合には、その分散の度合いを是正する目的で式 2.4 を用いて標準化を行う必要がある (Fritts 1976)。本研究では、年輪幅時系列および年輪内最大密度時系列の標準化を式 2.4 を用いて行った。また、年輪幅時系列、年輪内最大密度時系列を標準化することで得られる時系列 I_t を、それぞれ年輪幅指数、年輪内最大密度指数と呼ぶ。

算出される年輪幅指数・年輪内最大密度指数は標準化に用いる傾向曲線 G_t によって決定される。したがって、標準化を行う際には対象とする生育地や樹種あるいは研究目的に応じて、標準化に用いる傾向曲線 G_t を選択するための検討が必要である (Blasing et al. 1983 ; Cook 1990)。

樹木の加齢に伴う成長変動 A_t を取り除くためには、負の指数関数および回帰直線が主に用いられる (Fritts et al. 1969)。年輪年代学における初期の研究では、主にアメリカの半乾燥地域の開放林分に生育する樹木を対象に展開されたた

め、樹木の加齢に伴う成長変動 A_t を除去するために負の指数関数および回帰直線が傾向曲線として標準化に用いられた。その後、年輪年代学的研究がアメリカ北東部やヨーロッパなどの温帯地域に生育する樹木を対象に行われ始めたが、このような地域の樹冠が閉鎖された林分に生育する樹木では、年輪幅時系列に占める樹木の加齢に伴う成長変動 A_t に比べて隣接する樹木からの被圧・開放に起因する変動 $D1_t$ が相対的に大きな割合を示すため、隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱に伴う複雑な変動を年輪幅時系列から取り除くための傾向曲線が標準化に必要とされた。以下に、年輪幅時系列から隣接する樹木からの被圧・開放に起因する変動を取り除くための標準化に用いられた傾向曲線である、多項式曲線、等加重移動平均、ガウス型加重移動平均、スプライン関数の概要を述べる。

初期の研究では、比較的長周期の複雑な時系列変動を表す曲線として多項式曲線が使われていた。多項式曲線は指数関数に比べて複雑な変動にも対応できる利点を持つ。一方、1) 多項式曲線によって取り除かれる周期成分が明らかでない、2) 次数の設定によって多項式曲線の年輪幅時系列に対する当てはまりの度合いが変化するが、その次数の選択基準が確立されていない、3) 時系列の始まりと終わり付近で実測値との当てはまりが悪くなることがある、などの欠点があり、現在では標準化に用いる傾向曲線として多項式曲線は不適當であると考えられている (Cook and Peters 1981 ; 安江ら 1994)。

等加重移動平均による傾向曲線は、前後いくつかの値に対して等しい加重の係数を掛け、それらを平均することによって算出される。取り扱いが簡単なことから初期の年輪年代学的研究では多く用いられた (Fritts 1976)。とくに日本においては、5年移動平均値が多く用いられてきた (光谷 1987a, b ; 野堀 1994 ; 小林・深澤 1992, 1993)。しかしながら、等加重移動平均の周期成分特性は短周期成分の一部を増幅する性質を持ち、年輪幅時系列と得られた傾向曲線の間に位

相のずれをもたらすため、標準化に用いる傾向曲線として適していないことが明らかにされている (Fritts 1976 ; 安江ら 1994)。

ローパスフィルターの一種であるガウス型加重移動平均の加重係数はガウス型の分布をし、その周期成分特性は短周期成分を減衰せず、中周期成分域で滑らかに移行し、長周期成分を減衰する特性を持つ (Holloway 1958)。また、等加重移動平均における欠点である短周期成分の増幅をしない (Holloway 1958 ; 安江ら 1994)。ガウス型加重移動平均を含む数値フィルターの長所は、任意のフィルター長を設定することにより標準化に用いる傾向曲線に含まれる周期成分を限定できる点にある。年輪年代学では、周期成分特性を表す周波数応答 (Fig. 2.1) において振幅が 50 % 減衰される周期成分を代表的に周波数遮断点とし、相当する周期をフィルター長としてその関数の周期成分特性を表す指標として定義する (Cook et al. 1990)。

ガウス型加重移動平均と似た機能を持つ関数として、最近ではスプライン関数が、隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱に伴う時系列変動を持つ年輪幅時系列の標準化に主に用いられている。スプライン関数は区間的多項式関数とも呼ばれ、ある系列をいくつかの区間に分けたときに、区間ごとに与えられた n 点を通る 3 次多項式を求め、区間の末端で連結してゆくことにより、ある時系列の傾向曲線が求められる (Cook and Peters 1981 ; 小林 1997)。Cook and Peters (1981) が開発したスプライン関数は Fig. 2.1 で表される周波数応答を持ち、ガウス型加重移動平均に比べて周波数遮断点付近での周波数応答曲線の傾きが急であるため、標準化に用いる傾向曲線中に維持される周期成分と減衰される周期成分との区別が明確となる。また、ガウス型加重移動平均では加重係数の個数によって傾向曲線の時系列の両端のデータが欠落するが、スプライン関数ではデータの欠落が無く、時系列の長さを維持できる利点がある。したがって、標準化時に長周期成分

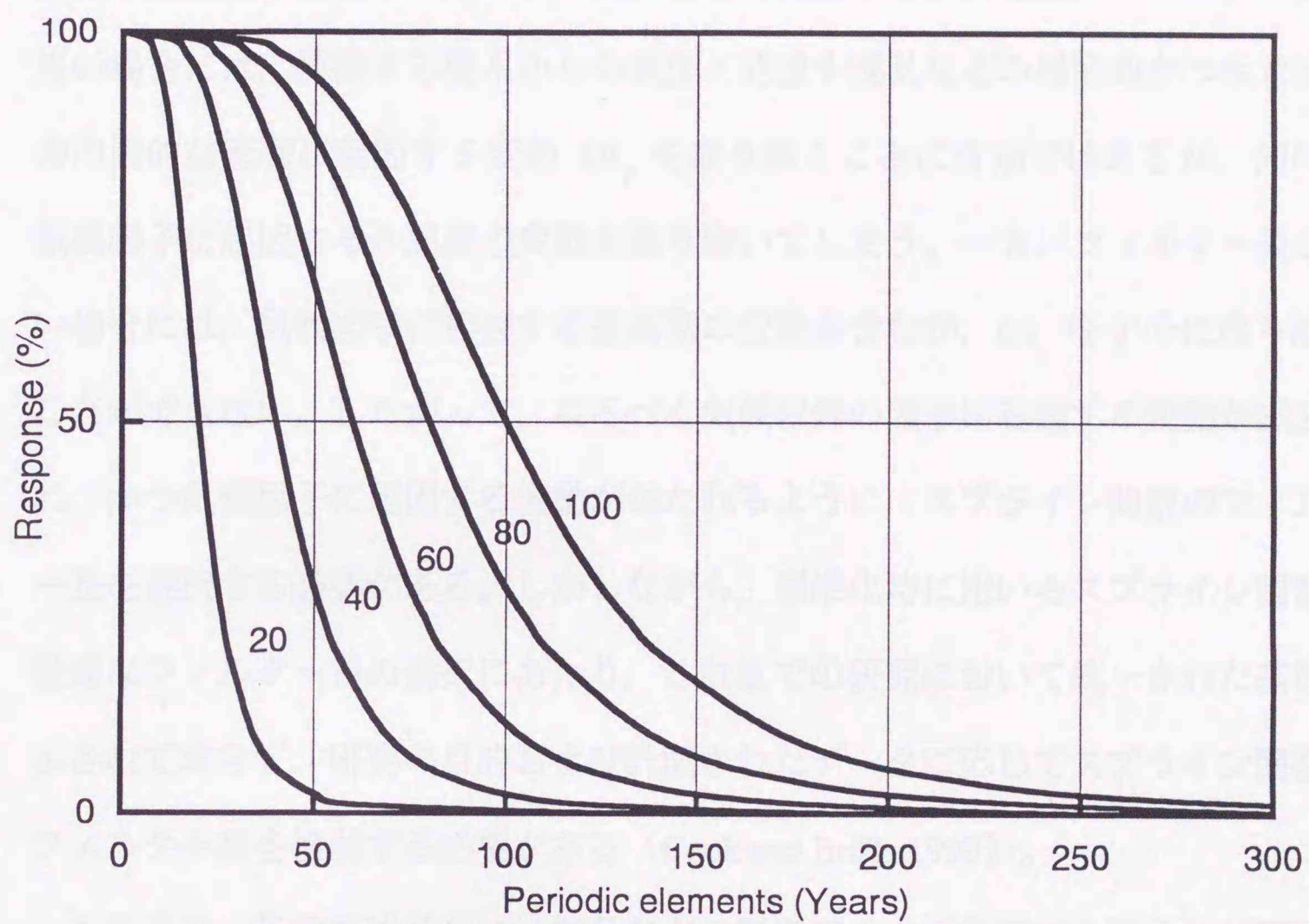


Fig. 2.1. Frequency - response functions of the splines. The 50% frequency - response cutoff in years is given for each filter (Drawn from the equation in Cook and Peters, 1981).

を主とする変動を取り除くためにはスプライン関数を用いることが最も有効な手段である。

スプライン関数を標準化に用いる場合、得られる年輪幅指数・年輪内最大密度指数の周期成分特性はフィルター長に従って変化する。例えば、フィルター長が短い場合には、隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱などの局所的かつ生育地内の内因的な影響に起因する変動 $D1_t$ を取り除くことに有効ではあるが、同時に気候因子に起因する長周期の変動も取り除いてしまう。一方、フィルター長が長い場合には、気候因子に起因する長周期の変動を含むが、 $D1_t$ を十分に取り除くことができない。したがって、なるべく気候以外の因子に起因する変動が減衰され、かつ気候因子に起因する変動が保たれるように、スプライン関数のフィルター長を選択する必要がある。しかしながら、標準化時に用いるスプライン関数の最適なフィルター長の選択にあたり、これまでの研究において統一された基準は示されておらず、研究の目的および計測されたデータに応じてスプライン関数のフィルター長を検討する必要がある (Cook and Briffa 1990)。

ところで、年輪幅時系列には攪乱などの影響によって急激に上昇または下降をする場合がある。急激な変動を取り除くには、時系列変動に忠実な、つまりフィルター長が短いスプライン関数を当てはめる必要がある。一方、フィルター長の短いスプライン関数を用いることで年輪幅指数時系列から気候因子に起因する長周期の変動も除かれてしまう欠点がある。そこで、Blasing et al. (1983) は年輪幅が急激な変動を示した箇所では年輪幅時系列を2つ以上の時系列に分割し、それぞれに対して異なるスプライン関数を当てはめて標準化を行うことで、気候以外の因子に起因する変動が減衰されるとともに、気候因子に起因する変動が保たれることを報告している。これまで、Blasing et al. (1983) の方法を標準化に試みた報告は見ないが、この方法は攪乱などの影響によって急激に上昇または下降を

するような変動を含む年輪幅時系列から気候変動に伴う時系列変動を抽出するために有効であると考えられる。

本研究に用いた試料の年輪幅時系列の変動には、加齢に伴い年輪幅が徐々に減少する指数関数的な変動がほとんど認められず、隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱などに起因すると考えられる生育地内の個体に共通しない長周期の複雑な変動が顕著に認められることから、年輪幅時系列にはスプライン関数を用いて標準化を行うこととする。そこで、まず最適なフィルター長を選択するために、フィルター長の異なるスプライン関数を用いて標準化を行い、得られた年輪幅指数の性質を比較した。さらに、Blasing et al. (1983) が提唱する、年輪幅時系列を2つ以上の時系列に分割し、それぞれに対してスプライン曲線を当てはめて標準化を行う方法の有効性も検討した。

2.3 供試木の生育地および試料の概況

2.3.1 供試木の生育地

試料採取地として、北海道北部に位置する天塩・母子里・泥川・ブトカマベツの4つの生育地を選択し (Fig. 2.2), 天塩・母子里・泥川からアカエゾマツ試料を、泥川・ブトカマベツからヤチダモ試料を採取した。試料を採取した生育地の位置を以下に記す。

天塩：北海道大学農学部附属天塩地方演習林河東18林班

泥川： " 雨龍地方演習林317林班

母子里： " 雨龍地方演習林411林班

ブトカマベツ： " 雨龍地方演習林325, 326, 339林班

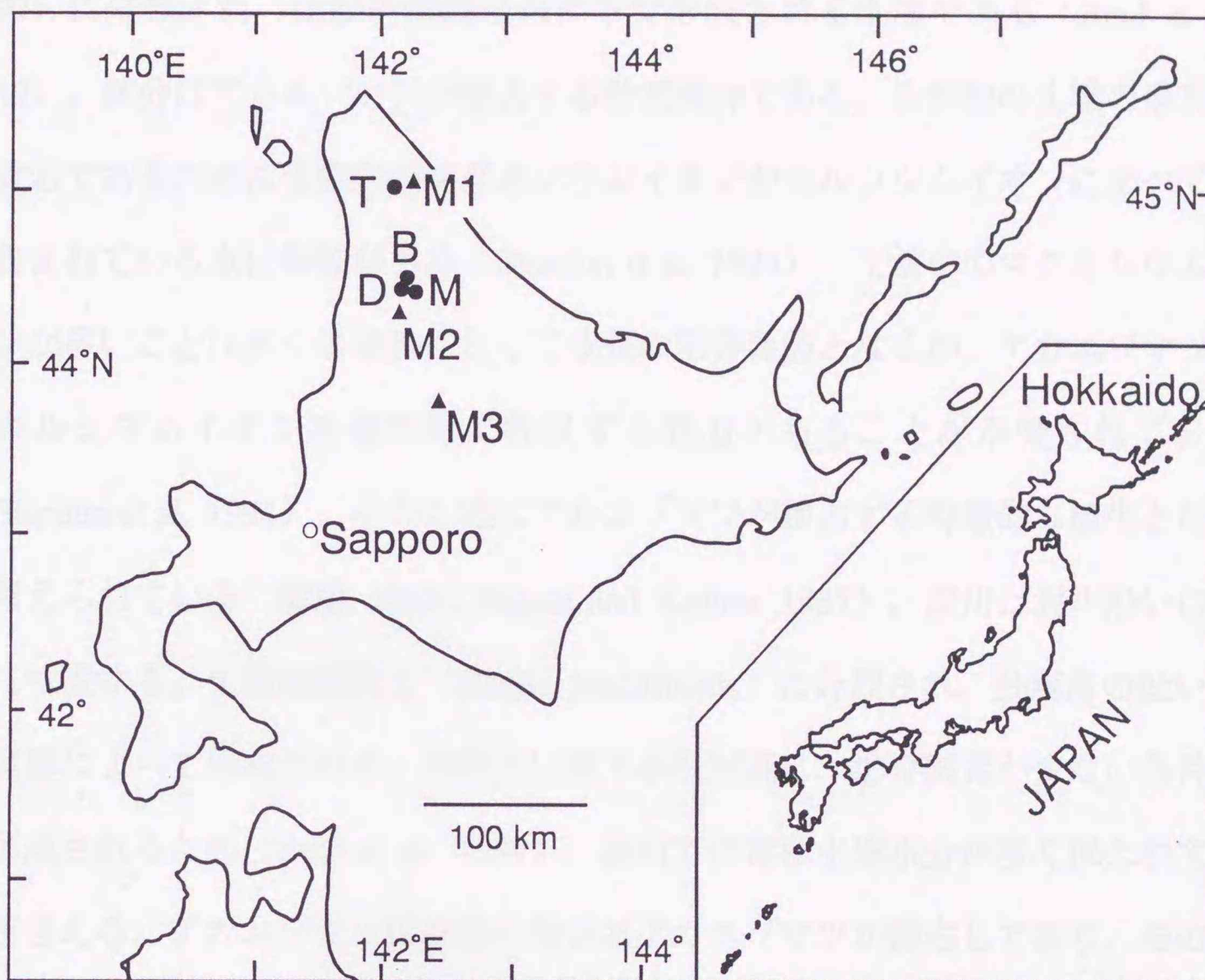


Fig. 2.2. Map of Hokkaido showing the locations of study sites (●) and meteorological stations (▲). Study sites are abbreviated as follows: T, Teshio; D, Dorokawa; M, Moshiri; B, Butokamabetsu. Meteorological stations are abbreviated as follows: M1, Nakatonbetsu (44°58'N, 142°16'E; elevation, 25 m); M2, Shumarinai (44°17'N, 142°10'E; 255 m); M3, Asahikawa (43°47'N, 142°22'E; 112 m).

試料採取のための生育地は土壌条件の違いに着目して選択した (Table 2.1a, b)。

天塩の土壌は疑似グライポドゾル性土 (Spodic Udipsamments, Soil Survey Staff 1990) に分類され、比較的湿潤な条件下で形成される土壌である (Buol et al. 1989)。林分はアカエゾマツが優占する針葉樹林である。生育地の土壌の母岩が蛇紋岩であるために土壌中のマグネシウムイオンがカルシウムイオンに比べて多く含まれている点に特徴がある (Bandon et al. 1994)。土壌中のマグネシウムイオンが多いことは多くの植物にとって成長の阻害要因となるが、アカエゾマツにはカルシウムイオンを選択的に吸収する能力があることが示唆されており (Bandon et al. 1994)、そのためにアカエゾマツが優占する特徴的な植生となると考えられている (館脇 1943; Nakata and Kojima 1987)。

泥川は泥川沿いの湿原に位置する。土壌は泥炭土 (Hemic Medifibrists) に分類され、分解度の低い植物遺体によって構成される。泥炭土は地下水位が高く、溶存酸素が少ない条件下で形成されるため (Buol et al. 1989)、泥川では常に土壌水分が多く保たれていると言える。アカエゾマツ採取地の林分はアカエゾマツが優占しており、その原因として、アカエゾマツが浅根であるために高い土壌水分に対する抵抗性を有していることが考えられる (松田 1989)。

泥川でのヤチダモ採取地はアカエゾマツの採取地に隣接しており、ヤチダモが優占する林分である。母子里の土壌は褐色森林土 (Typic Dystrochrepts) に分類され、比較的湿潤かつ排水性が良い条件下で形成される土壌である (Buol et al. 1989)。褐色森林土は北海道に一般的に分布している (山根・山本 1983)。林分はアカエゾマツ、トドマツ (*Abies sachalinensis* Mast.)、ダケカンバ (*Betula ermanii* Cham.)、ミズナラ (*Quercus mongolica* Fisch. var. *grosseserrata* Rehd. et Wils.)、シナノキ (*Tilia japonica* Simon.) が優占する針広混交林である。ブトカマベツはブトカマベツ川に沿った氾濫原に位置する。土壌は褐色低地土 (Typic Dystrochrepts) に分類され、比較的

Table 2.1a. Summary of the characteristics of study sites and measurements of ring widths and maximum densities for *Picea glehnii*.

	Study site		
	Teshio	Dorokawa	Moshiri
<i>Sites</i>			
Soil	Spodic Udipsamments	Hemic Medifibrists	Typic Dystrochrepts
Latitude	44°57'N	44°24'N	44°21'N
Longitude	142°07'E	142°12'E	142°16'E
Altitude (m)	300	290	320
<i>Sample trees</i>			
Mean DBH (cm)	46	43	71
Number of rings (average)	95 – 470 (224)	54 – 283 (157)	46 – 293 (147)
Number of trees	39	32	33
Mean ring width (mm)	0.70	1.05	1.89
Mean maximum density (g/cm ³)	0.82	1.05	1.02
<i>Relationship between ring width and maximum density</i>			
Mean correlation between ring width and maximum density	0.28	0.12	–0.06
Number of significant pairs*	29	15	9

*Number of trees that yielded a significant correlation ($p < 0.05$) between ring width and maximum density.

Table 2.1b. Summary of the characteristics of study sites and measurements of ring widths for *Fraxinus mandshurica* var. *japonica* .

	Study site	
	Butokamabetsu	Dorokawa
<i>Sites</i>		
Soil	Typic Udisamments	Hemic Medifibrists
Latitude	44°25'N	44°24'N
Longitude	142°18'E	142°12'E
Altitude (m)	300	290
<i>Sample trees</i>		
Mean DBH (cm)	42	35
Number of rings (average)	100 – 282 (169)	58 – 185(120)
Number of trees (cores)	15 (16)	10 (17)
Mean ring width (mm)	0.94	1.45

湿潤で、主に砂質層により構成されるために排水性がよい。林分はヤチダモ、トドマツ、ハルニレ (*Ulmus davidiana* Planch. var. *japonica* Nakai), ミズナラが優占している。対象とした全ての生育地は天然林であり、施業をはじめとする人為的な攪乱が年輪幅や年輪内最大密度の時系列変動に及ぼす影響が少ないと考えられる。

2.3.2 試料

供試木の選択にあたり、生育地内でなるべく胸高直径の大きな個体を選択した。また、樹幹の内部に腐れが生じていた個体は対象から外した。アカエゾマツ供試木として、天塩より 39 本、泥川より 32 本、母子里より 33 本を選択した。また、ヤチダモ供試木として、ブトカマベツより 15 本、泥川より 10 本を選択した。供試木の平均胸高直径は各生育地で、それぞれ、46, 43, 71, 42, 35 cm であった (Table 2.1a, b)。

試料として、アカエゾマツでは各供試木につき、1 本のコアサンプルを胸高部のなるべく根張りの影響のない方向より成長錐 (内径 5 mm, 長さ 40 cm) を用いて採取した。ブトカマベツのヤチダモからは、伐採時の 1 番玉の末口 (地上高約 3 m) より円盤を採取した。泥川のヤチダモからは、各供試木につき、2 本のコアサンプルを胸高部の異なる 2 方向より採取した。成長錐を用いて試料の採取を行った場合には、コアサンプルに髄が含まれることはまれであるとともに、胸高部または地上高約 3 m まで成長するのに要する年数が分からないため、供試木の樹齢は不明である。しかしながら、試料の年輪数は最低で 46 年、最高で 470 年であり、ほとんどの供試木が樹齢 100 年以上と推定できる。

採取したコアサンプルをアクリル製試料保存管に入れて持ち帰り、ねじれや曲がりを防ぐためセロテープで固定して屋内に放置し、気乾状態まで乾燥させた。

円盤試料も屋内に放置して気乾状態まで乾燥させ、接線方向に約 7 mm の厚さのストリップに加工した。その後、両者ともアカエゾマツ製のおさえ木でサンドイッチ状に接着した後、ツインソー（年輪解析用試料作製機、高千穂精機社製）にて樹軸方向に 2 mm 厚のストリップを作製した。

2.4 方法

2.4.1 軟X線デンストメトリーによる年輪幅・年輪内最大密度の測定

ストリップと標準クサビをオーブン内にて 50 °C で約 24 時間、105 °C で約 24 時間乾燥し全乾とした後、シリカゲル入りのデシケーター内に保存した。標準クサビは、ドロノキ (*Populus maximowiczii* Henry) の辺材部から 1 mm 厚の単板をロータリーレースで採取し、年輪境界部分を除いた均質な部分を階段状に積層して作製したものである。標準クサビはあらかじめ密度を明らかにしており、フィルムの濃度値を密度に換算する基準となる。ストリップを標準クサビとともに撮影フィルム (Fuji X-RAY Film FR/Industrial) 上に置き、軟X線写真撮影装置 (Softex IE型、大日本ソフテックス社) により撮影した。撮影条件は、管電流 5 mA、管電圧 20 kV、照射距離 1.5 m、照射時間 120 秒とした。試料の鮮明な像を得るためには、試料の繊維方向とX線の入射角とが一致する必要がある。そこで、試料を置く位置をずらすことによって試料の繊維方向とX線の入射角とが一致するように調整し、1 試料につき 2~5 枚撮影した。試料の鮮明な像が得られなかった部位を以後の計測の対象から除いた。撮影後のフィルムを自動現像機 (Sakura KX-40、コニカ社) により現像した。

ストリップのネガフィルムの濃度をマイクロデンストメーター (2111型改、コニカメディカル社) を用いて走査し、フィルムの濃度値を A/D コンバーターを介してパーソナルコンピュータに取り込んだ。フィルムを走査するときのスリ

ットの寸法を、アカエゾマツでは、放射方向の幅を $30\ \mu\text{m}$ 、接線方向の幅を $100\ \mu\text{m}$ とした。放射方向の幅である $30\ \mu\text{m}$ は Schweingruber et al. (1978) により推薦されている値である。また、接線方向の幅である $100\ \mu\text{m}$ は、十分なスリット面積が得られ、かつ年輪界の湾曲の影響を最小限にするための値である。ヤチダモでは、スリットの放射方向の幅を $20\ \mu\text{m}$ 、接線方向の幅を、スリット内になるべく多くの孔圏道管を含み、かつ年輪境界部の湾曲の影響を最小限にする条件を満たす $1000\ \mu\text{m}$ とした（船田ら 1995b）。走査中の密度値の測定をアカエゾマツでは $10\ \mu\text{m}$ おきに、ヤチダモでは $20\ \mu\text{m}$ おきに行った。したがって、年輪幅の測定精度は、それぞれ $0.01\ \text{mm}$, $0.02\ \text{mm}$ となる。

測定したフィルム濃度値の密度への換算、年輪幅と年輪内最大密度の測定を新年輪解析プログラム（野堀 1989）を用いて行った。アカエゾマツでは、早・晩材境界の閾値を $0.55\ \text{g}/\text{cm}^3$ と設定し、早材・晩材の1組を1年輪として認識することにより自動計測を行った（Fig. 2.3）。細胞壁比重を $1.1\ \text{g}/\text{cm}^3$ と仮定し、隣接する仮道管の間の接線壁厚（ダブルウォール）の2倍が半径方向の内こう径以上になるところを晩材とする Mork (1928) の定義による早・晩材境界部の細胞壁率が約 50 % になる（佐伯 1988）ことから、早・晩材境界の閾値を $0.55\ \text{g}/\text{cm}^3$ とした（深澤 1990）。一方、ヤチダモでは、年輪境界部のターミナル柔組織を反映する密度曲線のピークを年輪境界となるように手動で晩材部を設定し、以下アカエゾマツと同様に年輪幅の自動計測を行った。なお、ブトカマベツでのヤチダモの多くの個体の年輪幅は、近藤（1994）、船田ら（1995b）によって計測されたデータを用いた。

2.4.2 クロスデイティング

クロスデイティングには目視による照合とCOFECHAプログラム（Holmes 1983,

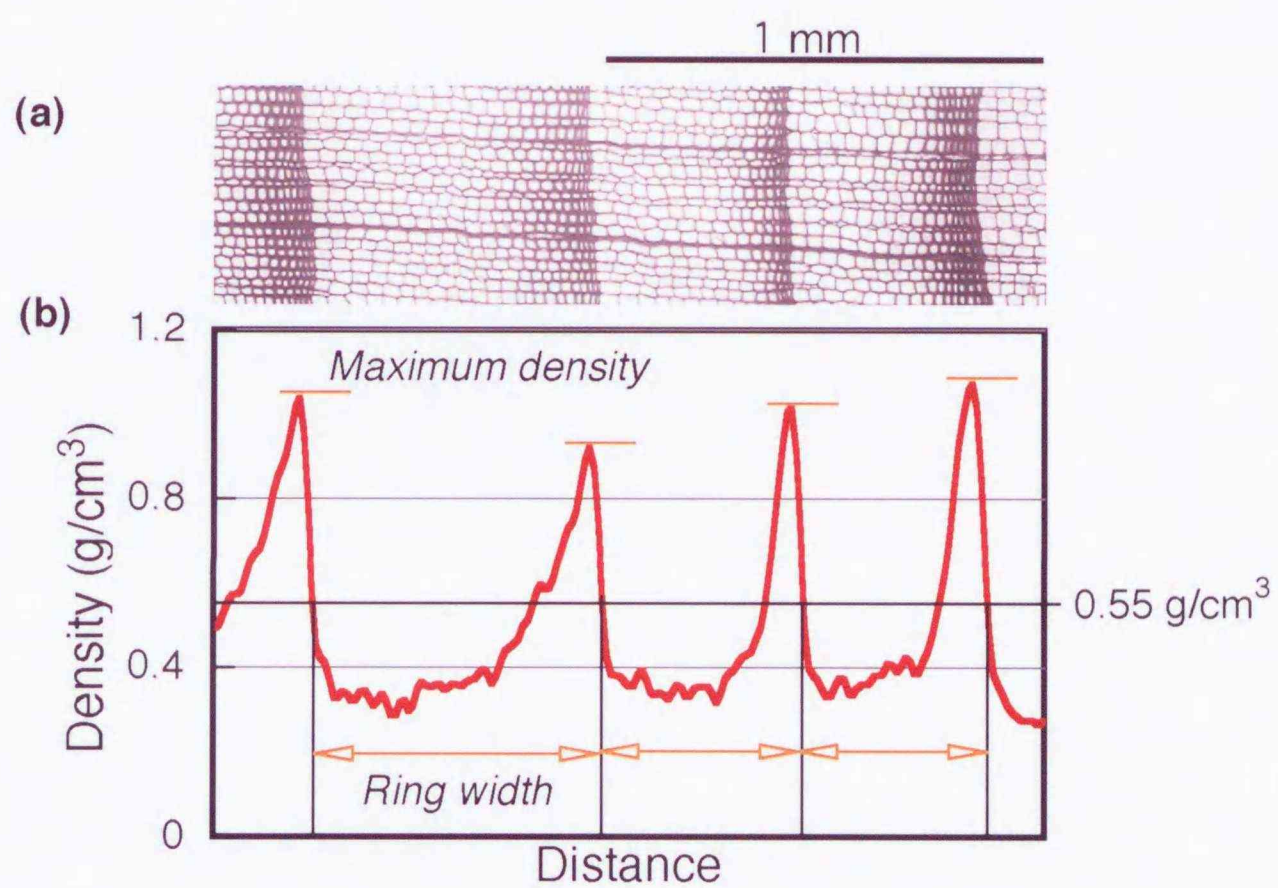


Fig. 2.3. A light micrograph of transverse section of annual rings (a), and the corresponding density profile obtained from X-ray densitometry (b). The ring boundaries are determined by the threshold value of 0.55 g/cm^3 .

1994) による統計的な照合の2つの方法を用いた。

目視による照合をX線フィルム上で行い、特に年輪幅が前後数年輪に対して狭いまたは広い、晩材率が大きいまたは小さいなどの特徴的な年輪の出現年とその出現のパターンを個体間で比較し、一致させることによって行った。

さらに、年輪幅を対象としてCOFECHAプログラムを用いて統計的に確認を行った。COFECHAプログラムでは、計測した年輪幅時系列を一定の長さの区間に分割し、それぞれを基準となるマスタークロノロジー（全個体の時系列の平均値）に対して年次方向に1年ずつずらしながら重なっている部分の相関係数を求め、相関係数が最も高い位置を探すことによって照合を行う。したがって、偽年輪や欠損輪が存在する場合にはその存在する区間が推定可能で、比較的容易に偽年輪や欠損輪を検出することができる。COFECHAプログラムでは以下の順に処理が行われる。

- 1) 生育地内の全ての個体の年輪幅時系列を入力する。
- 2) 短周期の時系列変動成分を抽出するために各個体の年輪幅時系列をスプライン関数を用いて標準化し、年輪幅指数を算出する。用いるスプライン関数のフィルター長は、COFECHAプログラムの初期設定である32年である。
さらに、得られた年輪幅指数の対数変換を行う。
- 3) 2) で得られた全個体の年輪幅指数を平均して暫定的なマスタークロノロジーを作成する。
- 4) 3) で得られたマスタークロノロジーと各個体の年輪指数を照合する。このとき、各個体の年輪幅指数時系列を20年ごとの区間に分割し、それぞれを年次方向に1年ずつずらしながら、マスタークロノロジーと重なっている部分の相関係数を求める。

出力されたCOFECHAプログラムの結果は、マスタークロノロジーに対する各

区間の相関係数として表示される。各区間の年代が正しい場合には、マスタークロノロジーに対して年次方向にずらしていない場合に最も高い相関係数が表示される。各区間をマスタークロノロジーに対して年次方向にずらした場合に最も高い相関係数が得られた場合には、区間の年代が間違っている可能性がある。このような場合には、再び目視による照合を行い、測定上の誤り、偽年輪、欠損輪などが検出された場合には修正を行う。また、暫定的なマスタークロノロジーとの相関が低い髄付近のあて材部や短期間に極端な年輪幅の増減の繰り返しが認められる区間の時系列は暫定的なマスタークロノロジーにノイズを含ませることになり、統計的なクロスデイトイングの精度を低下させるので、このような部位の時系列を除く。修正された年輪幅時系列を再びCOFECHAプログラムに入力して照合を行う。以上の作業を疑わしい箇所が無くなるまで繰り返し行った。

2.4.3 標準化の方法の検討

a. 年輪幅時系列の標準化

年輪幅時系列の標準化の方法として、フィルター長の異なるスプライン曲線を、フィルター長 20 年から 100 年まで 10 年おきに計 9 種類用い、それぞれを当てはめた場合について検討を行った。さらに、年輪幅時系列中に短期間での極端な年輪幅の増加または減少が存在する場合に、年輪幅時系列を 2 つ以上の時系列に分割し、それぞれに対してスプライン曲線を当てはめる操作 (Blasing et al. 1983) を行う場合と行わない場合について試行した (Fig. 2.4)。つまり、計 18 通り ($9 \times 2 = 18$) の標準化方法を用いた場合について比較した。

各生育地の全個体に対しそれぞれの方法を用いて標準化を行い、18 系列のクロノロジーを作成した。本研究の目的では、標準化によって個体間に共通する変動、つまり気候因子に起因すると仮定される変動が抽出できる傾向曲線を選択す

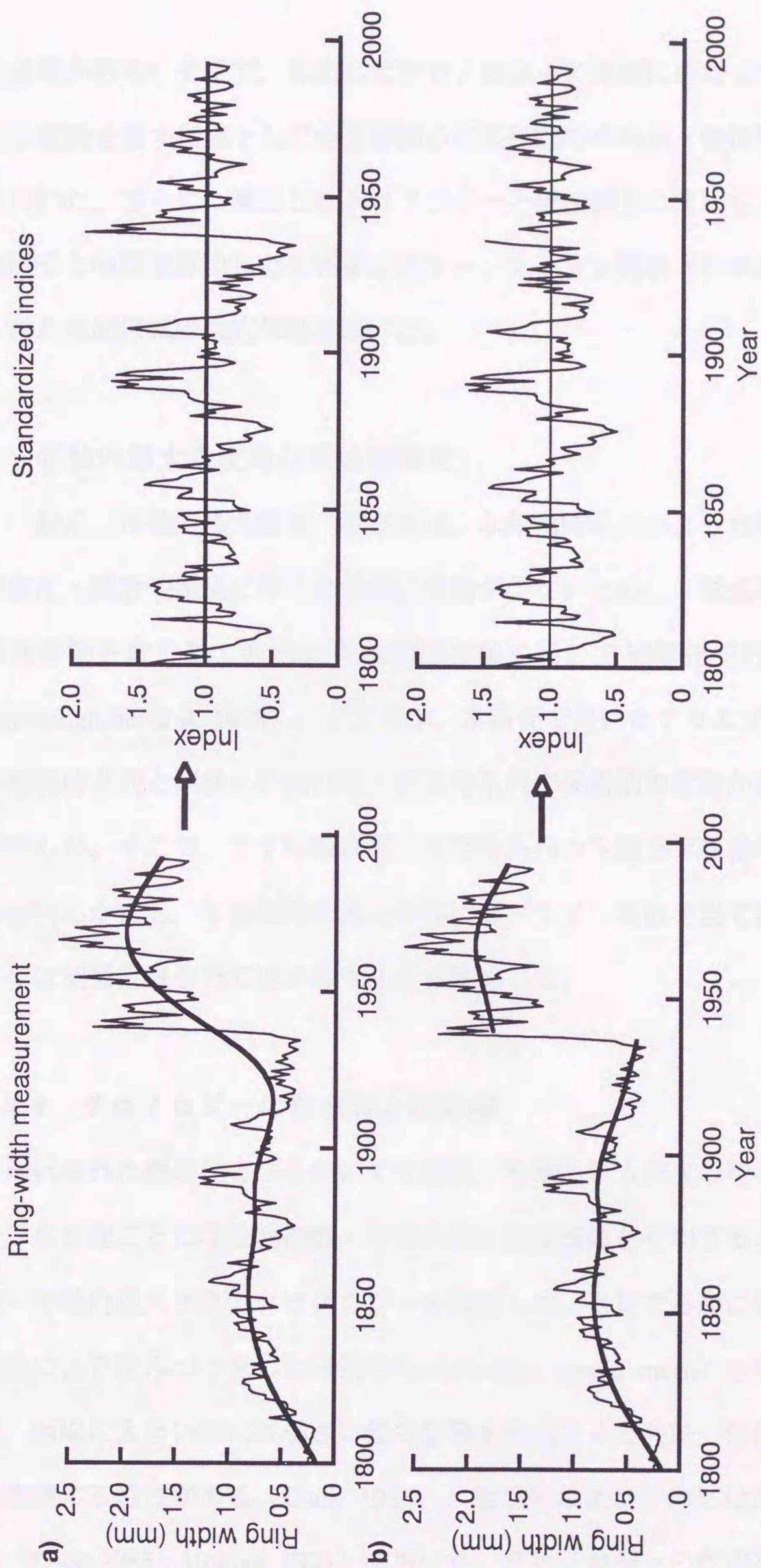


Fig. 2.4. An example of ring-width measurement which contains a rapid change in growth rate and resulting indices standardized by comparative methods. A continuous spline is fitted (a). Series is split at a rapid change in growth rate and separate spline curves are fitted to each segment (b).

る必要がある。そこで、算出したクロノロジーの評価にあたって、個体間に共通する変動を表す指標として全個体間の相関係数の平均値（個体間平均相関係数）を用いた。さらに、算出したクロノロジーと気候因子の関係を表す指標として気候因子との間で算出したレスポンスファンクション解析（次章参照）によって得られた重回帰式の決定係数を用いた。

b. 年輪内最大密度時系列の標準化

一般に、年輪内最大密度の時系列は、年輪幅時系列のような隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱に伴う長周期の変動が少ないために、形成層の加齢に伴う時系列変動を取り除くために負の回帰直線を用いて標準化を行う（たとえば、Schweingruber et al. 1978）。ところが、本研究で用いたアカエゾマツ供試木では、年輪幅時系列と同様に年輪内最大密度時系列に長周期の変動が認められる個体が存在した。そこで、まず年輪内最大密度時系列の変動と年輪幅時系列の変動の関係を明らかにし、年輪幅時系列と同様にスプライン関数を当てはめるべきか、もしくは回帰直線を当てはめるべきかを検討した。

2.4.4 クロノロジーの作成および評価

選択された標準化方法を用いて年輪幅・年輪内最大密度の時系列を標準化した後、生育地ごとに年輪幅指数・年輪内最大密度指数を平均することにより、年輪幅・年輪内最大密度のクロノロジーを作成した。平均する際には、平均値からの偏差により重みづけをした相乗平均（biweight robust mean）を用いた。この方法は、極端に大きいまたは小さい値の影響を軽減すると共に、個体に共通する変動を強調する特性がある（Cook 1985）。標準化および平均にはARSTANプログラム（Cook 1985；Holmes 1994）を用いた。クロノロジーの作成を、最低でも2個

体以上の年輪幅または年輪内最大密度の時系列が含まれる期間を対象として行った。

クロノロジーを作成した後、各クロノロジーの評価を行った。クロノロジーの年ごとの変動の大きさを評価する指標として、年輪年代学において一般的に用いられている mean sensitivity (以下 MS と略記) と標準偏差を用いた。 t 年における年輪幅または年輪内最大密度の指数を x_t 、時系列の年数を n とすると、MS は、

$$MS = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^{n-1} \left| \frac{2(x_{t+1} - x_t)}{x_{t+1} + x_t} \right| \quad (2.5)$$

で表され、隣り合う年輪間の相対的な変化の大きさを表す (Fritts 1976)。また、標準偏差は平均値からのばらつきの程度を表す。さらに、クロノロジーに含まれる全個体の変動の共通性を表す指標として、個体間平均相関係数と全個体における変動の第1主成分の寄与率 (第1主成分寄与率) を用いた。

2.5 結果と考察

2.5.1 クロスデイトィング

アカエゾマツ、ヤチダモ両樹種ともに、良好にクロスデイトィングを行うことができた。目視観察では、前後の年輪と比べて特徴的に広いまたは狭い年輪が各個体に共通して現れ、おおむね容易に照合することが出来た。アカエゾマツでは、偽年輪様の構造 (Kaennel and Schweingruber (1995) が定義するところの density fluctuation) がいくつか認められたが、X線フィルム上で容易に正常な年輪境界と区別できた。ヤチダモの年輪幅が非常に狭い部位、いわゆるぬか目の部位では、年輪境界の判別が難しい場合があった。このような場合には年輪境界らしき構造

は全て年輪境界として判別・計測を行い、COFECHAプログラムを用いた統計的照合と併せて年輪境界か否かを判断した。両樹種において、欠損輪や偽年輪は認められなかった。

2.5.2 標準化の方法の検討

a. 年輪幅時系列の標準化の方法の検討

標準化方法を決定するための判断指標となる個体間平均相関係数とレスポンスファンクション解析の決定係数を Fig. 2.5 に示す。グラフの横軸は標準化に用いたスプライン関数のフィルター長、縦軸は個体間平均相関係数またはレスポンスファンクション解析の決定係数である。ここで、個体間平均相関係数は個体間に共通する変動の大きさを表し、レスポンスファンクション解析の決定係数はクロノロジーの変動のうち気候因子によって説明される変動の割合を表す。

まず注目できるのは、年輪幅時系列中に短期間の極端な年輪幅の増加・減少が存在する場合に年輪幅時系列を2つ以上の時系列に分割し、それぞれに対してスプライン曲線を当てはめた場合（塗りつぶし記号）と、分割を行わなかった場合（白ヌキ記号）の比較である。全生育地での9種類のスプライン関数を用いて算出した年輪幅指数において、個体間平均相関係数は分割を行った場合に大きかった。同様に、レスポンスファンクションの決定係数も分割を行った場合に大きかった。しかし、泥川においてのみ、フィルター長が90年以上で、かつ分割を行わなかった場合に個体間平均相関係数が大きかったが、その差はわずかであった。この結果より、スプライン関数のフィルター長に関係なく、年輪幅時系列中に短期間の極端な年輪幅の増加・減少が存在する場合には年輪幅時系列を2つ以上の時系列に分割し、それぞれに対してスプライン曲線を当てはめることにより、年輪幅指数の時系列変動の個体間の共通性が高くなり、かつクロノロジーにおける

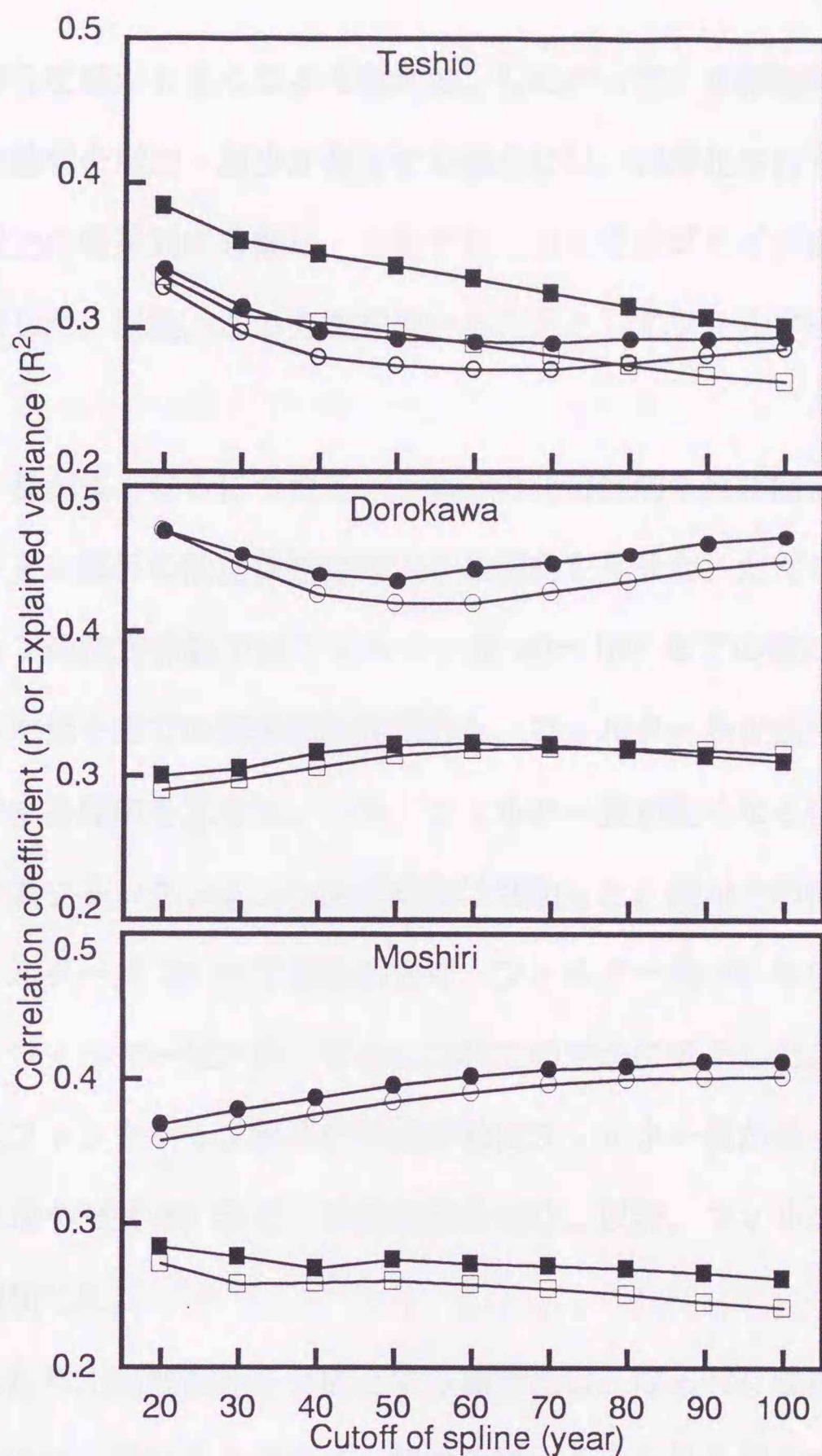


Fig. 2.5. Comparative statistics for ring-width chronologies obtained by different standardization methods. Squares ($\square$ and $\blacksquare$) are mean correlations between trees, and circles ($\circ$ and $\bullet$) are explained variances for response functions. Continuous spline is fitted to each ring-width series ($\square$ and $\circ$). Series are split at rapid changes in growth rate and separate curves are fitted to the segments ($\blacksquare$ and $\bullet$). Number of separations are 12 in Teshio, 3 in Dorokawa and 6 in Moshiri, respectively.

気候因子に伴う変動が大きくなると言える。したがって、年輪幅時系列中に短期間の極端な年輪幅の増加・減少が存在する場合には、標準化を行う際に年輪幅時系列を2つ以上の時系列に分割し、それぞれに対してスプライン曲線を当てはめる方法を選択した。以後、この方法を用いることとしてフィルター長選択の検討を進める。

フィルター長が長くなるにつれて、天塩での全個体間平均相関係数とレスポンスファンクション解析の決定係数は減少する傾向を見せた。ただし、レスポンスファンクションの決定係数ではフィルター長 40～100 年での値に大きな違いはなかった。また母子里での個体間相関係数も、フィルター長が長くなるにつれてわずかに減少する傾向を見せた。一方、フィルター長が長くなるにつれて母子里でのレスポンスファンクションの決定係数は増加した。泥川での個体間平均相関係数は、フィルター長 20 年で最も小さく、フィルター長 50 年までわずかに増加し、以降、フィルター長が長くなるにつれてわずかに低下した。また、泥川でのレスポンスファンクション解析の決定係数はフィルター長が長くなるにつれて減少し、フィルター長 50 年で一旦最低値をとり、以降、フィルター長が長くなるにつれて増加した。

標準化にあたり、気候復元を目的とする場合には、なるべく長周期の変動成分を抽出するために、用いるスプライン関数のフィルター長を長くする必要がある。一方、本研究で用いた供試木の年輪幅時系列において、フィルター長が長い場合には、泥川と母子里でのレスポンスファンクション解析の決定係数が高くなるが、逆に天塩・泥川・母子里での個体間相関係数が低下してしまう欠点がある。そこで、フィルター長の増加に伴う泥川での個体間相関係数と母子里でのレスポンスファンクション解析の決定係数の向上の効果が少なくなる、60～70 年が標準化に用いるスプライン関数のフィルター長として適当であると考えられる。

これまでの研究では, Blasing et al. (1983) は, アメリカ中部に生育し, 攪乱の影響が明確に存在するホワイトオーク (*Quercus alba* L.) の年輪幅時系列の標準化に用いるスプライン関数のフィルター長について検討し, 気候因子に起因する変動を保持するのに適当なフィルター長の範囲は 30~70 年であると報告している。また, Cook and Peters (1981) は, フィルター長 53 年のスプライン関数を推薦している。さらに, フィルター長選択の基準が明記されていないが, 攪乱が存在する個体を対象とした研究では, フィルター長が 53 年もしくは 66 年のスプライン関数が頻繁に用いられている (たとえば, Tardif and Bergeron 1993; Sander et al. 1995; Pumijumnong et al. 1995)。本研究で適当であると考えられたスプライン関数のフィルター長はこれらの研究で報告されているフィルター長にほぼ一致する。そこで, 多くの研究者によって比較的頻繁に用いられているために他の研究結果との比較が容易であることから, 本研究ではフィルター長 66 年のスプライン関数を年輪幅時系列の標準化に用いることとした。

b. 年輪内最大密度時系列の標準化の方法の検討

年輪幅の狭い個体の年輪内最大密度時系列には, 年輪幅時系列と同様に, 個体間で一致しない長周期の変動が認められた。また, この変動の多くは年輪幅時系列の変動に似ていた。その一例を Fig. 2.6 に示す。個体ごとに年輪幅時系列と年輪内最大密度時系列の相関関係を調べたところ, 天塩では 29 個体 (全個体の 75 %), 泥川では 15 個体 (47 %), 母子里では 9 個体 (27 %) において年輪幅と年輪内最大密度の間で有意な ($p < 0.05$) 相関が認められた (Table 2.1a)。平均年輪幅が最も狭い天塩で年輪幅時系列と年輪内最大密度時系列の相関を示す個体が多いことは, 年輪幅の狭い領域では年輪内最大密度は年輪幅の影響を受けていることを示唆する。これまで, アカマツの被圧木における非常に狭い年輪の

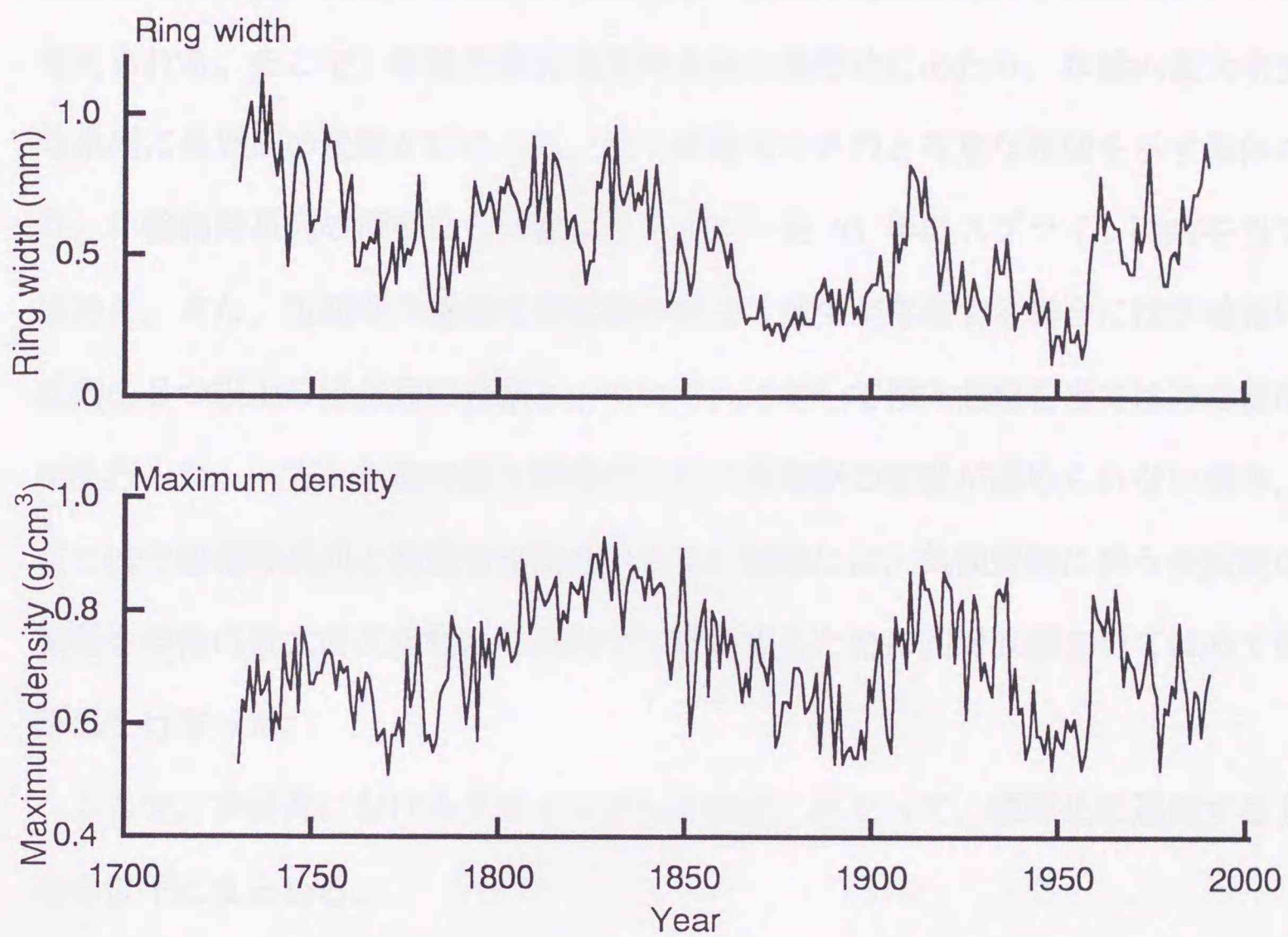


Fig. 2.6. An example of similarities in variations between ring width and maximum density for a tree at Teshio. The correlation coefficient between the two series (0.42) is significant at $p < 0.01$.

晩材部では細胞壁率が低いこと (Saiki and Kawake 1980), ダグラスファー劣勢木の非常に狭い年輪では, 年輪内最大密度が低くなること (de Kort et al. 1991) が報告されている。したがって, 年輪幅の狭い個体に見られる年輪内最大密度の長周期の変動は, 隣接する樹木からの被圧・開放や攪乱の影響を反映していると考えられる。そこで, 年輪内最大密度時系列の標準化にあたり, 年輪内最大密度時系列に長周期の変動が認められ, かつ年輪幅時系列と有意な相関を示す個体には, 年輪幅時系列の標準化と同様にフィルター長 66 年のスプライン関数を当てはめた。また, 短期間の極端な年輪幅の増加・減少が存在する場合には年輪幅時系列を 2 つ以上の時系列に分割し, それぞれに対して傾向曲線を当てはめて標準化を行った。一方, 年輪内最大密度時系列に長周期の変動が認められない個体, または年輪幅時系列と有意な相関を示さない個体には, 気候変動に伴う長周期の変動を年輪内最大密度指数の時系列中に維持するために回帰直線を当てはめて標準化を行なった。

ここで, 本研究におけるクロノロジーの作成にあたって, 標準化に適用する方法を以下にまとめる。

a) 年輪幅時系列の標準化

- 1) 年輪幅時系列中に短期間の極端な年輪幅の増加・減少が存在する場合には年輪幅時系列を 2 つ以上の時系列に分割し, それぞれに対して異なる傾向曲線を当てはめて標準化を行う。
- 2) フィルター長 66 年のスプライン関数を標準化における傾向曲線として用いる。

b) 年輪内最大密度時系列の標準化

- 1) 年輪内最大密度時系列に長周期の変動が認められ, かつ, 年輪幅時系列と有意な相関を示す個体には, フィルター長 66 年のスプライン関数を

当てはめて標準化を行う。また、短期間の極端な年輪内最大密度の増加・減少が存在する場合には時系列を2つ以上の時系列に分割し、それぞれに対してスプライン関数を当てはめる。

- 2) 年輪内最大密度に長周期の変動が認められない、または年輪幅時系列と有意な相関を示さない個体には、回帰直線を当てはめて標準化を行う。

2.5.3 クロノロジーの評価

前節において決定した標準化方法を適用して8系列のクロノロジーを作成した (Fig. 2.7~2.9)。アカエゾマツのクロノロジーは、それぞれ、天塩で 1560~1991年 (432 年間)、泥川で 1710~1994年 (285 年間) (ただし、年輪内最大密度は 263 年間)、母子里で 1750~1992年 (243 年間) の範囲であった。ヤチダモのクロノロジーは、ブトカマベツで 1746~1991年 (247 年間)、泥川で 1820~1994年 (175 年間) であった。

アカエゾマツの3つの生育地での年輪幅クロノロジーの MS と標準偏差は、それぞれ、0.11~0.12 と 0.14~0.17 であった (Table 2.2)。また、個体間平均相関係数と第1主成分寄与率は、それぞれ、0.24~0.33 と 28.7~37.9 % であった。年輪内最大密度クロノロジーの MS と標準偏差は、それぞれ、0.03~0.04 と 0.04~0.05 であった。個体間平均相関係数と第1主成分寄与率は、それぞれ、0.09~0.22 と 18.1~26.8 % であった。ブトカマベツのヤチダモの年輪幅クロノロジーの MS (0.12)、標準偏差 (0.15)、個体間平均相関係数 (0.26)、第1主成分寄与率 (33.9 %) は、アカエゾマツの年輪幅クロノロジー (それぞれ、0.11~0.12, 0.14~0.17, 0.24~0.33, 28.7~36.0 %) と同様の値であった。一方、泥川の年輪幅クロノロジーの MS と標準偏差は、それぞれ、0.16 と 0.20 であり、全てのクロノロジーのなかで最も高い値であった。また、

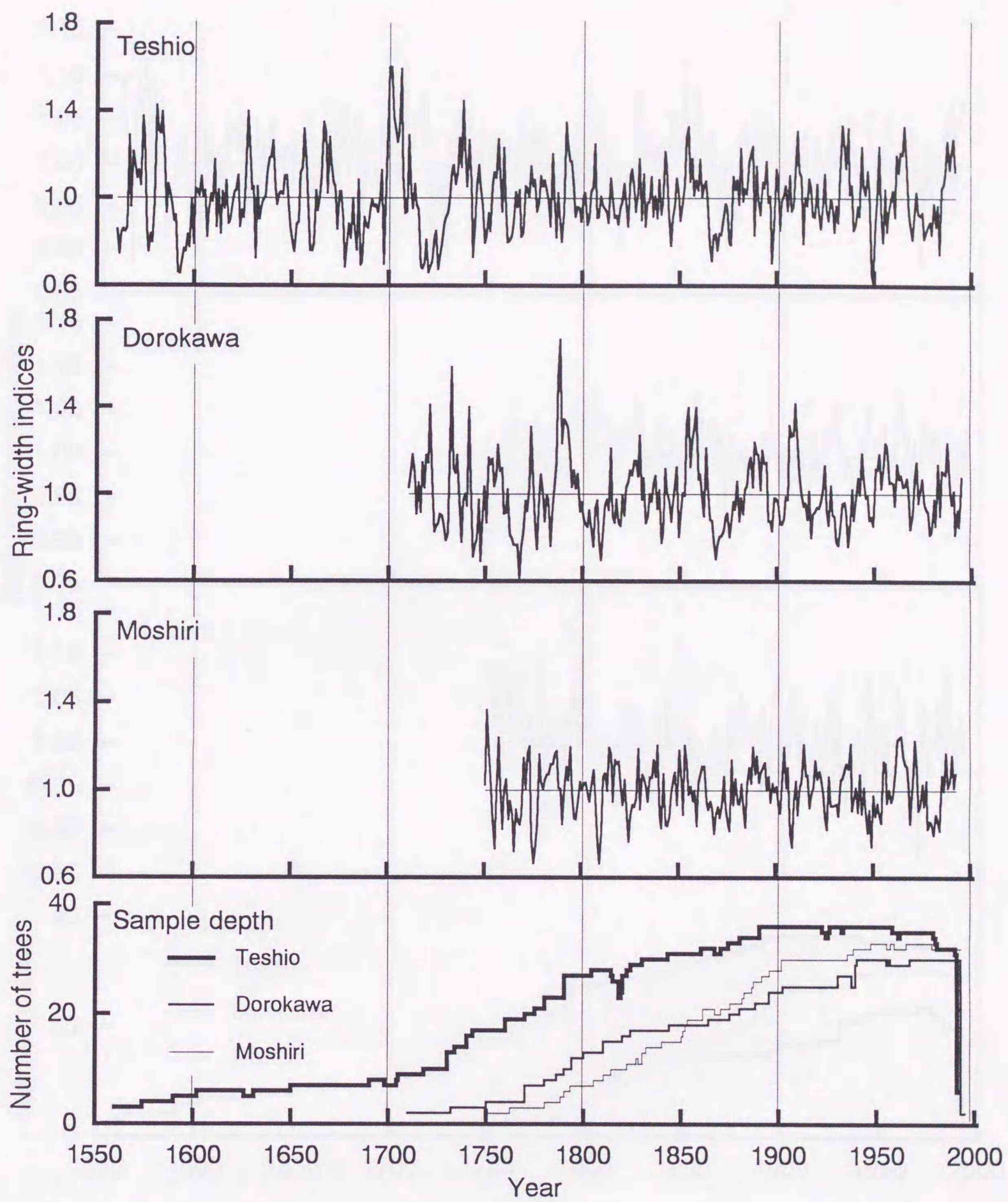


Fig. 2.7. Standardized ring-width chronologies for *P. glehnii* at Teshio, Dorokawa and Moshiri in northern Hokkaido. Sample depth shows the number of trees in the chronologies. The minimum sample depth for each chronology is two trees.

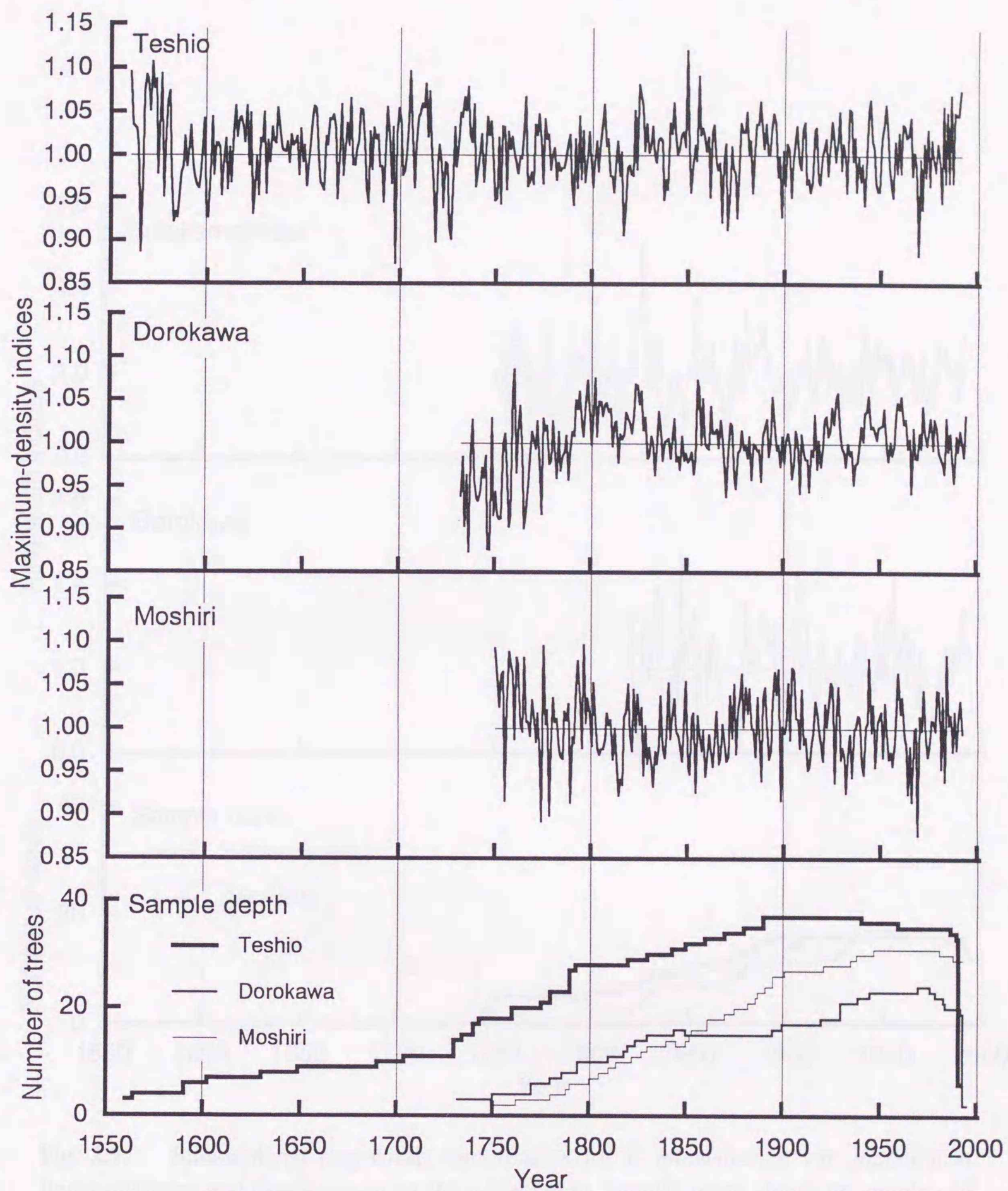


Fig. 2.8. Standardized maximum-density chronologies for *P. glehnii* at Teshio, Dorokawa and Moshiri in northern Hokkaido. Samples depth shows the number of trees in the chronologies. The minimum sample depth of each chronology is two trees.

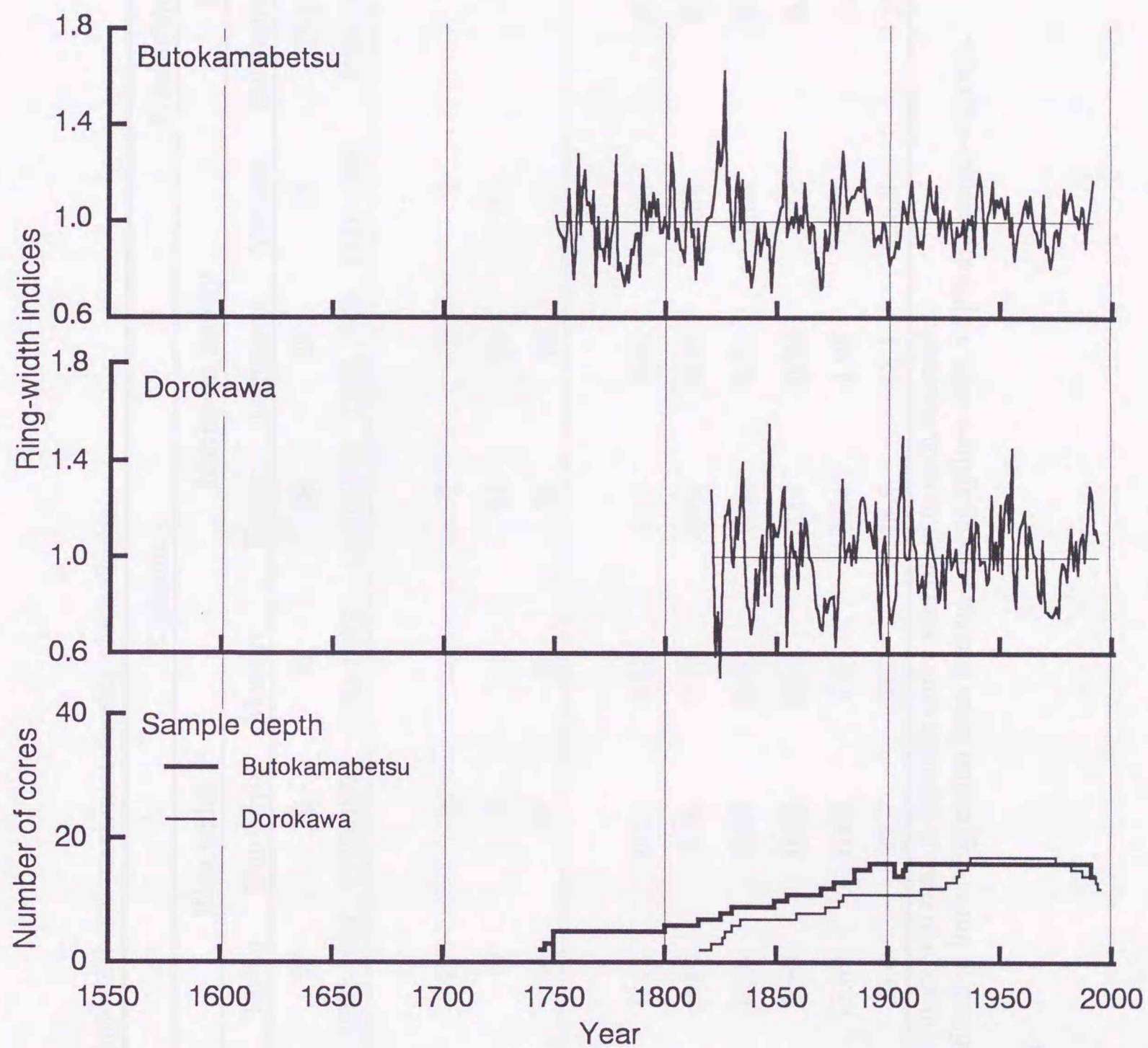


Fig. 2.9. Standardized ring-width chronologies for *F. mandshurica* var. *japonica* at Butokamabetsu and Dorokawa in northern Hokkaido. Sample depth shows the number of trees in the chronologies. The minimum sample depth of each chronology is two trees.

Table 2.2. Summary of statistics for ring-width and maximum-density chronologies.

	<i>P. glehnii</i>						<i>F. mandshurica</i> var. <i>japonica</i>			
	Ring width			Maximum density			Ring width			
	Teshio	Dorokawa	Moshiri	Teshio	Dorokawa	Moshiri	Butokamabetsu	Dorokawa		
Trees (cores) in chronology	39	30	33	38	26	32	15 (16)	10 (17)		
Span of chronology	1560-1991	1710-1994	1750-1992	1560-1991	1732-1994	1750-1992	1746-1991	1820-1994		
<i>Standardization methods</i>										
Number of separations*	13	3	6	7	2	3	5	3		
Fitting curves (linear)**	0	0	0	12	16	25	0	0		
Fitting curves (spline)**	39	30	33	26	10	7	16	17		
<i>Standardized chronology</i>										
Mean sensitivity	0.12	0.11	0.12	0.04	0.03	0.03	0.12	0.16		
Standard deviation	0.17	0.16	0.14	0.05	0.04	0.04	0.15	0.20		
First-order autocorrelation	0.56	0.59	0.36	0.36	0.37	0.03	0.39	0.36		
Mean correlation between trees***	0.33	0.32	0.24	0.14	0.09	0.22	0.26	0.35		
Signal to noise ratio***	13.69	6.63	7.53	3.84	1.03	5.87	3.56	1.06		
Variance in first eigenvector (%)***	36.0	37.9	28.7	18.5	18.1	26.8	33.9	41.1		

*Number of separations at rapid changes in growth rate. A separate curve was fitted to each segment.

**Number of trees for which data were fitted to linear regression splines with a 50% frequency-response cut-off of 66 years, respectively.

***Calculated for the common intervals.

個体間平均相関係数と第1主成分寄与率も、それぞれ、0.35 と 41.1 % であり、他のクロノロジーに比べて高かった。

これまでの海外における針葉樹の年輪幅クロノロジーにおける知見では、MS が 0.10~0.45、標準偏差が 0.13~0.45、個体間平均相関係数が 0.19~0.58、の範囲で報告されている（たとえば、Schweingruber et al. 1978 ; Cleaveland 1986 ; Kienast et al. 1987）。アカエゾマツの年輪幅クロノロジーにおける MS と標準偏差はこれまでの海外における針葉樹で報告されている値の範囲内であったが、比較的低い値にとどまり、年ごとの変動が大きいことを示す。また、個体間平均相関係数もこれまでの海外における針葉樹で報告されている値の範囲内であったが、比較的低い値であり、個体間に共通する変動も大きいことを示す。

針葉樹の年輪内最大密度クロノロジーにおいて、海外では、MS が 0.04~0.12、標準偏差が 0.03~0.11、個体間平均相関係数が 0.18~0.75、の範囲で報告されている（たとえば、Schweingruber et al. 1978 ; Cleaveland 1986 ; Kienast et al. 1987）。一方、アカエゾマツの年輪内最大密度クロノロジーの MS と標準偏差は、それぞれ、0.03~0.04 と 0.04~0.05 と比較的低い値であり、年輪幅と同様に年ごとの変動が低いことを示した。また、個体間平均相関係数は 0.09~0.22 と非常に低かったが、これは MS や標準偏差が低いことにも起因すると考えられた。これまで、年輪内最大密度は年輪幅に比べて、MS、標準偏差、個体間平均相関係数が高い値を示すことから、クロスデイティングを容易にするとの報告が多い（Polge 1970 ; Schweingruber et al. 1978 ; Conkey 1979）。しかし、Kienast and Schweingruber (1986) は、コロラド高地に生育するポンドローサパイン、ダグラスファー、プンゲンスプルース (*Picea pungens* Engelm.)、エンゲルマンズプルースでは、年輪内最大密度より年輪幅での MS や個体間平均相関係数が高いことを報告している。本研究での結果は、Kienast and Schweingruber (1986)

の報告と同様に、年輪内最大密度に比べて年輪幅での年ごとの変動が大きく、高い個体間平均相関係数を示した。したがって、年輪内最大密度を用いることによってクロスデイトイングが容易になることが必ずしも一般的でないことが示唆される。年輪内最大密度指数に比べて年輪幅指数での年ごとの変動や個体間の変動の共通性が低いことは、本研究で用いた樹種の特性や生育環境の違いに起因すると考えられる。

ブトカマベツのヤチダモの年輪幅クロノロジーの MS、個体間平均相関係数などはアカエゾマツ年輪幅クロノロジーと同様の値を示した。一方、泥川の年輪幅クロノロジーでは、全てのクロノロジーのなかで MS、標準偏差、個体間平均相関係数が最も高かった。

Fritts et al. (1965) は、アリゾナの乾燥条件の異なる生育地での針葉樹の年輪幅の変動と気候因子の関係を統計的に比較し、生育地の乾燥条件が厳しいほど MS や標準偏差が大きくなるとともに個体間平均相関係数が高くなることを報告している。これまでの海外における年輪気候学的研究の多くが森林限界近くの樹木の成長にとって厳しい環境で行われているのに対し、本研究では森林限界より離れた生育地を対象としているために、年ごとの変動や個体間に共通する変動が比較的小さくなったと考えられる。評価に用いた MS、標準偏差、個体間平均相関係数はこれまで海外における同様な研究で報告されている値の範囲内であり、作成したクロノロジーを生育地を代表する年輪幅または年輪内最大密度の時系列として気候復元などに用いるにあたって問題はないと考えられる。

作成した最長のクロノロジーは 470 年、最短でも 175 年の長さを持ち、日本でこれまで報告されているクロノロジーのなかでも長い部類にはいる。また、個体ごとに異なる長周期の時系列変動を取り除くために好ましいとされるスプライン関数などの標準化方法を導入し、最も適した方法を検討したうえでクロノロジ

ーを作成したため、信頼性も高いと考えられる。したがって、これらのクロノロジーを気候復元に用いることにより、長期にわたる気候変動の復元が期待できる。一方、作成したクロノロジーに含まれる周期成分は、標準化に用いたスプライン関数の周期特性に規定されており、攪乱に起因する変動だけでなく、長周期の気候変動に伴う変動も取り除かれている。よって、作成したクロノロジーを気候復元に用いる場合には、66 年以下の周期の変動の復元に限られる。

本章で得られたクロノロジーを使用して、第3章では年輪幅・年輪内最大密度の変動と気候因子の関係を統計的に評価し、第5章では気候復元の可能性を検討した。

第3章 アカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度およびヤチダモの年輪幅の変動に及ぼす気候因子の影響

3.1 緒言

第2章では、アカエゾマツ年輪幅・年輪内最大密度およびヤチダモ年輪幅のクロノロジーの作成を行った。これらを気候復元における指標として用いるためには、年輪幅・年輪内最大密度の変動と気候因子の関係を明らかにし、年輪幅や年輪内最大密度が気候因子の影響を受けることによって変動していることを確認する必要がある。

これまでに、年輪幅や年輪内最大密度の変動に影響を与える気候因子が樹種によって異なること（たとえば、Graumlich 1992 ; Peterson and Peterson 1994）,あるいは生育条件によって異なること（たとえば、Kienast et al. 1987 ; Santini et al. 1994）が報告されている。したがって、気候復元に先立って樹種や生育地ごとに年輪幅や年輪内最大密度と気候因子との関係を明らかにすることは重要である。本章では、クロノロジーと気候データの関係レスポンスファンクション解析と単相関分析を用いて統計的に解析することにより、アカエゾマツの年輪幅と年輪内最大密度およびヤチダモの年輪幅の変動に及ぼす気候因子の影響を考察し、気候復元に用いる指標としての適性を評価した。さらに、それぞれ異なる土壌条件に生育していることから、土壌条件に起因する年輪幅・年輪内最大密度変動と気候因子の関係の違いについて考察を行った。

3.2 方法

3.2.1 レスポンスファンクション解析

レスポンスファンクション解析は、通常の重回帰分析を発展させた解析方法で

あり、重回帰式に用いる独立変数（気候因子）をあらかじめ主成分分析によってベクトルが互いに直交する主成分得点に変換することに特徴づけられる。Fig. 3.1 にその計算過程を図示する。まず、 m か月、 n 年間の気候データを行列 ${}_m C_n$ とおき、主成分分析を行うと、その主成分得点 ${}_m S_n$ は気候データ ${}_m C_n$ 、固有ベクトル ${}_m E_m$ によって、

$${}_m S_n = {}_m E_m C_n \quad (3.1)$$

と表される。ここで、重回帰分析に用いる独立変数として、 m か月分算出された主成分得点のうち、元の気候データに対する寄与率の小さな主成分を取り除き、第 p 主成分までの主成分得点 ${}_p S_n$ を選択する。主成分の選択基準として、一定の固有値または累積寄与率を満たす主成分のみを選択する方法がある。本研究では、選択基準として PVP 基準（Guiot 1985）を用いた。PVP 基準とは、第 1 主成分～第 m 主成分の固有値の積を、第 1 主成分×第 2 主成分、第 1 主成分×第 2 主成分×第 3 主成分、……と順に算出していく、その値が 1 より大きく、かつ最も 1 に近くなった時点での第 p 主成分までを選択する方法である。この方法で選択された第 p 主成分までが、元の気候データの 90～95 % を説明することが確かめられている（Guiot 1985）。Briffa et al. (1983)、Guiot (1985) は、実際に気候データとクロノロジーの関係についての解析にあたり、ほかの主成分の選択基準と比較して PVP 基準が有効であることを確かめている。選択された第 p 主成分までの主成分得点 ${}_p S_n$ は式 3.2 で表される。

$${}_p S_n = {}_p E_m C_n \quad (3.2)$$

Tree-ring indices : $1I_n$

n : Years of the
calibration
period

Climatic variables : mC_n

m : Number of
climatic variables
(Temperature
and precipitation)

Principal component
analysis

Component scores : $mS_n = mEmC_n$
 mEm : Eigenvectors

Reduction of number of
PCs with PVP criterion

Component scores : $pS_n = pEmC_n$

Stepwise multiple
regression analysis

$$\begin{aligned} \hat{1I}_n &= 1R_p S_n \\ &= 1R_p E_m C_n \\ &= 1T_m C_n \end{aligned}$$

$1R_p$: Regression coefficients for
stepwise multiple regression
analysis
 $1T_m$: Response functions

Fig. 3.1. Flow chart for calculation of response function.

次に、 n 年間の年輪幅指数または年輪内最大密度指数 ${}_1\hat{I}_n$ 従属変数、気候データの主成分得点 ${}_pS_n$ を独立変数とする重回帰分析を行う。重回帰係数を ${}_1R_p$ とすると、重回帰分析の結果として得られる年輪幅指数または年輪内最大密度指数の推測値 ${}_1\hat{I}_n$ は、

$${}_1\hat{I}_n = {}_1R_p S_n \quad (3.3)$$

で表される。ここでは、年輪幅指数または年輪内最大密度指数と主成分得点の関係が求められるが、元の気候データとの関係がわかりにくいため、式 3.2 を式 3.3 に代入することにより年輪幅指数または年輪内最大密度指数の推測値 ${}_1\hat{I}_n$ と気候データ ${}_mC_n$ の関係を次式で表すと、

$${}_1\hat{I}_n = {}_1R_p S_n = {}_1R_p E {}_mC_n = {}_1T_m C_n \quad (3.4)$$

となり、元の気候データに対応する新しい重回帰係数 ${}_1T_m$ が求められる。この重回帰係数 ${}_1T_m$ を、気候因子が年輪幅指数または年輪内最大密度指数に及ぼす相対的な影響を表すレスポンスファンクション係数と呼ぶ (Fritts et al. 1971 ; Fritts 1976)。レスポンスファンクション係数の標準誤差の計算をブートストラップ法 (Guiot 1990, 1993) を用いて行い、レスポンスファンクション係数の有意水準を求めた。ブートストラップ法とは、無作為抽出した変数を用いたレスポンスファンクション係数の算出を複数回繰り返して行う方法であり、帰無仮説の設定がいらないこと、標準誤差を過小評価する危険性が少ないことに特長がある (Guiot 1990, 1993)。計算を繰り返す回数は、これ以上繰り返しても結果が変動しないことが確かめられている 50 回とした (Guiot 1990, 1993)。

レスポンスファンクション解析の利点は、気候因子を主成分に変換することで独立変数は互いに直交なベクトルとして重回帰分析に取り入れられ、通常重回帰分析で問題となる多重共線性を除いて解析が行われると共に、年輪幅指数または年輪内最大密度指数に関与する全ての気象因子との間に回帰係数が算出される点である。また、重回帰分析に導入する独立変数として、元の気候データに対する寄与の少ない主成分を削除するため、独立変数の数は元の気候データに比べて少なくなり、重回帰分析の精度が増す (Fritts 1976)。

本研究の解析では、1900～1991年の 92 年間を対象とし、年輪幅指数または年輪内最大密度指数 I_t を従属変数として、気候データに加えて年輪幅指数または年輪内最大密度指数を 1～3 年前にずらした系列 (I_{t-1} , I_{t-2} , I_{t-3}) を独立変数としてレスポンスファンクション解析を行い、年輪幅・年輪内最大密度指数と気候データの関係の解析を行った。気候データとして、前年の形成層活動開始時期から当年の形成層活動休止時期 (安江ら 1994) に相当する前年5月～当年9月 (17 か月間) の月平均気温・月降水量 (34 変数) を選択した。また、年輪幅・年輪内最大密度クロノロジーには自己相関が認められるため (Table 2.2), t 年の年輪幅指数または年輪内最大密度指数 I_t には $t-1$ 年, $t-2$ 年, の年輪幅指数または年輪内最大密度指数 I_{t-1} , I_{t-2} , の影響も含まれていることが明らかであり, I_{t-1} , I_{t-2} , I_{t-3} も独立変数とした。つまり、独立変数は 37 (34 + 3) 変数である。

3.2.2 単相関分析

レスポンスファンクション係数は、計算時に入力する有意水準、固有ベクトルの数、気候データの系列数などの変数の設定に影響される (Blasing et al. 1984)。そこで、レスポンスファンクション解析の結果を確認するため、年輪幅指数また

は年輪内最大密度指数と気候データの単相関係数も算出した。対象とした気候データとして、レスポンスファンクション解析と同様に前年5月～当年9月（17か月間）の月平均気温・月降水量を選択した。レスポンスファンクション係数と単相関係数の算出には、PRECONプログラム（Fritts 1996）を用いた。

3.2.3 気候データ

年輪幅・年輪内最大密度指数との関係についての解析や気候復元モデル式の作成に用いる気候データは、観測期間が長く、かつ均質性が保たれている必要がある（Kelly 1982）。均質性が保たれているとは、過去から現在に至る観測データの連続性が失われていないこと、つまり観測地点や観測機器の変更などに関わらずそれ以前と以後のデータに連続性があることである（Kohler 1949；World Meteorological Organization 1966）。そこで、本研究に用いる気候データとして、均質性が保たれていることがすでに確認されており、また生育地に近い、旭川地方気象台での月平均気温および月降水量のデータ（札幌管区気象台 1992）を選択した。

旭川における観測データは、気温については1899年以降、月降水量については1891年以降のものであり、道内での最も長期にわたる観測記録の一つである。旭川は、天塩から南へ約 140 km、泥川・母子里・ブトカマベツそれぞれから南へ約 75 km 離れたところに位置する（Fig. 2.2）。年間の月平均気温と月降水量の変動について、天塩に最も近い中頓別（約 10 km）および泥川・母子里・ブトカマベツに最も近い朱鞠内（約 10～15 km）と旭川をそれぞれ比べたところ、旭川の冬期の降水量が低いことを除いて月平均値の年間の変動は同様な傾向を示した（Fig. 3.2）。さらに、旭川と中頓別、旭川と朱鞠内の地点間の1952年以降の各月の月平均気温、月降水量の相関行列を Table 3.1, 3.2 に示す。旭川と中頓別

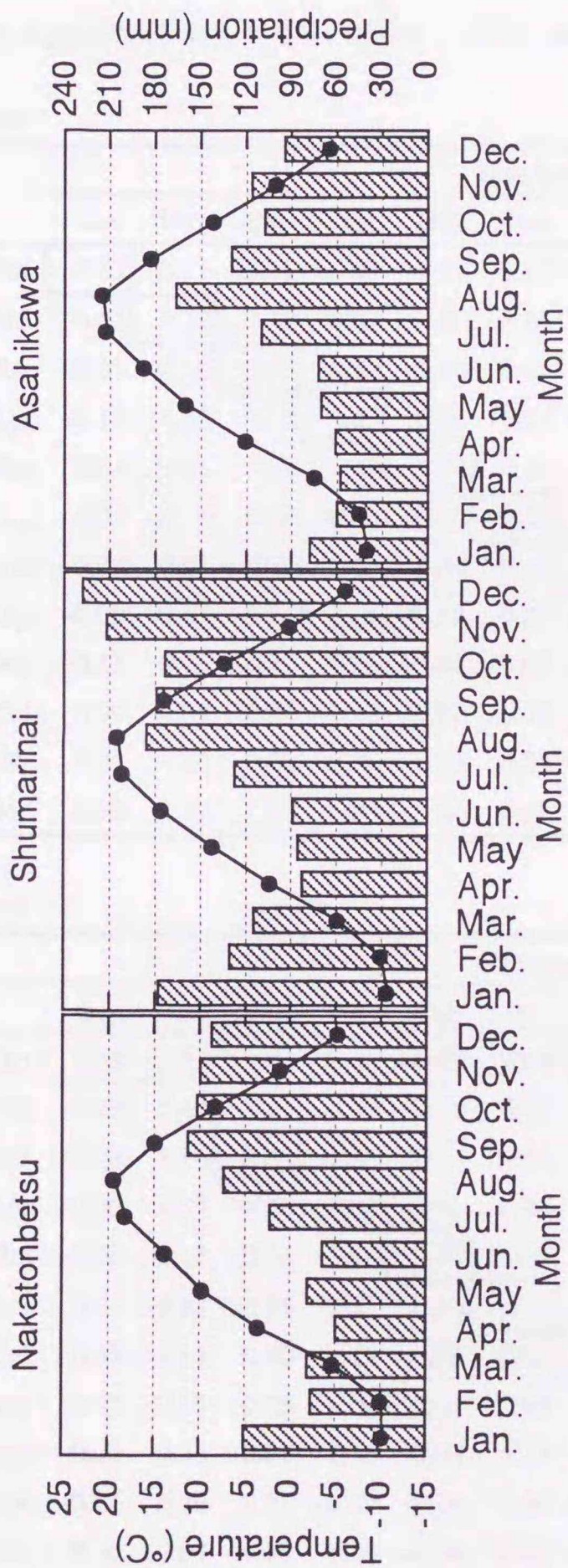


Fig. 3.2. Monthly mean temperatures (shown as dots connected by lines) and monthly total precipitation (shown as columns) at the three meteorological stations (Sapporo Meteorological Observatory 1952-1990, 1992). Data are average for the period 1952-1990. Locations of the stations are shown in Fig. 2.2.

Table 3.1. Correlation matrix for monthly mean temperature (a) and total precipitation (b) between Asahikawa and Nakatonbetsu. Thick and thin frames indicate correlation coefficients are significant at $p < 0.01$ and $p < 0.05$, respectively.

(a) Temperature

		Nakatonbetsu											
		Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
Asahikawa	Jan.	0.87	0.11	-0.04	-0.03	0.13	0.09	-0.22	-0.02	-0.05	0.08	-0.01	0.09
	Feb.	0.06	0.79	0.18	0.12	0.02	-0.18	-0.04	0.09	0.19	0.37	0.09	0.07
	Mar.	0.01	0.18	0.83	0.33	0.13	0.02	0.10	-0.06	-0.08	0.23	0.33	0.22
	Apr.	-0.10	0.09	0.25	0.82	0.20	-0.25	0.01	0.06	0.02	-0.17	0.09	-0.03
	May	0.04	0.05	0.04	0.13	0.80	0.12	0.18	-0.05	-0.12	0.09	0.06	-0.03
	Jun.	0.02	-0.14	0.09	-0.20	-0.00	0.81	0.39	0.19	0.07	-0.10	-0.02	0.13
	Jul.	-0.24	0.05	0.11	0.10	0.04	0.40	0.89	0.23	0.08	-0.02	0.03	-0.04
	Aug.	-0.05	0.13	0.15	0.16	-0.14	0.08	-0.03	0.88	-0.10	-0.20	0.07	-0.07
	Sep.	0.12	0.13	0.17	0.21	-0.02	0.05	0.01	-0.03	0.71	-0.11	-0.02	0.03
	Oct.	0.09	0.38	0.26	-0.12	0.02	0.06	0.23	-0.08	-0.12	0.83	0.09	0.09
	Nov.	0.01	0.18	0.20	0.09	0.03	0.02	0.19	-0.04	-0.06	0.05	0.91	0.30
	Dec.	0.02	0.01	0.17	0.07	-0.23	0.05	0.06	-0.01	-0.13	0.01	0.33	0.77

(b) Precipitation

		Nakatonbetsu											
		Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
Asahikawa	Jan.	0.33	0.09	0.07	-0.11	-0.20	0.04	0.29	-0.24	-0.26	-0.26	-0.18	-0.18
	Feb.	0.29	0.40	0.22	0.13	0.31	0.09	0.40	0.29	-0.11	0.11	-0.00	0.14
	Mar.	0.28	0.04	0.47	0.09	-0.17	0.07	-0.01	0.18	0.16	0.07	0.07	-0.15
	Apr.	-0.00	-0.17	-0.17	0.33	0.01	0.26	0.12	0.24	-0.11	-0.11	-0.17	0.14
	May	-0.08	-0.18	-0.14	-0.03	0.59	-0.09	0.32	0.24	0.14	-0.25	-0.16	-0.08
	Jun.	0.18	-0.11	0.11	-0.03	-0.14	0.53	0.05	0.05	0.09	0.19	-0.03	0.12
	Jul.	0.38	-0.15	0.40	-0.12	-0.05	0.02	0.58	0.09	-0.06	0.02	-0.04	-0.04
	Aug.	-0.15	-0.19	0.28	0.00	0.23	0.09	0.15	0.70	0.08	0.19	0.28	0.11
	Sep.	-0.07	0.31	-0.01	0.15	-0.08	0.13	0.18	-0.21	0.42	-0.26	0.14	0.16
	Oct.	-0.14	0.29	0.21	-0.22	-0.06	0.20	-0.25	-0.06	-0.10	0.62	0.30	-0.05
	Nov.	0.26	0.04	0.09	0.00	-0.04	0.02	-0.08	0.08	0.08	0.18	0.44	0.56
	Dec.	0.15	0.22	-0.05	-0.16	0.05	0.27	-0.25	0.06	0.02	0.32	0.22	0.32

Table 3.2. Correlation matrix for monthly mean temperature (a) and total precipitation (b) between Asahikawa and Shumarinai. Thick and thin frames indicate correlation coefficients are significant at $p < 0.01$ and $p < 0.05$, respectively.

(a) Temperature

		Shumarinai											
		Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
Asahikawa	Jan.	0.95	-0.00	0.10	0.10	0.10	0.07	-0.22	0.06	0.05	0.08	0.09	0.03
	Feb.	-0.00	0.97	0.18	0.14	0.12	-0.13	0.07	0.20	0.16	0.39	0.22	0.11
	Mar.	0.03	0.12	0.95	0.30	0.31	-0.01	0.04	-0.03	-0.01	0.17	0.28	0.27
	Apr.	0.03	0.15	0.31	0.92	0.46	-0.32	0.07	0.26	0.18	-0.19	0.13	0.05
	May	0.04	-0.02	0.16	0.15	0.77	-0.07	0.08	-0.02	0.01	0.14	0.13	-0.17
	Jun.	0.05	-0.18	0.06	-0.32	-0.06	0.76	0.21	-0.03	-0.08	-0.02	-0.04	0.22
	Jul.	-0.30	0.14	0.07	0.08	0.16	0.20	0.87	-0.04	0.04	0.15	0.06	0.09
	Aug.	0.03	0.20	0.09	0.15	-0.16	-0.14	-0.14	0.83	-0.16	-0.13	0.09	0.07
	Sep.	0.07	0.15	0.08	0.22	-0.06	0.06	0.05	0.18	0.75	0.01	0.13	-0.04
	Oct.	-0.00	0.44	0.32	-0.11	0.06	0.12	0.20	0.09	-0.03	0.85	0.10	0.03
	Nov.	0.15	0.22	0.35	0.07	0.11	-0.26	-0.01	0.05	-0.09	0.01	0.95	0.28
	Dec.	0.09	0.11	0.27	0.04	-0.04	-0.01	0.05	-0.12	-0.17	-0.01	0.30	0.97

(b) Precipitation

		Shumarinai											
		Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
Asahikawa	Jan.	0.72	0.14	0.10	-0.09	-0.07	0.12	0.08	-0.19	-0.17	-0.05	-0.25	0.07
	Feb.	0.20	0.79	0.46	0.22	0.12	0.21	0.24	0.35	-0.05	0.18	0.15	0.57
	Mar.	0.25	0.30	0.69	0.18	-0.15	0.30	0.21	0.09	-0.04	0.04	-0.12	-0.01
	Apr.	-0.04	0.02	-0.05	0.76	0.02	0.21	-0.02	0.26	-0.01	-0.29	-0.03	0.06
	May	-0.06	0.01	-0.13	0.09	0.79	-0.10	0.40	0.06	0.26	-0.23	-0.12	-0.02
	Jun.	0.19	0.10	-0.02	0.08	-0.04	0.73	0.00	-0.02	0.00	0.11	-0.24	-0.02
	Jul.	0.06	0.09	0.11	0.09	0.12	0.26	0.71	0.04	-0.03	-0.07	-0.10	-0.03
	Aug.	-0.10	0.14	0.29	0.19	0.15	0.08	0.36	0.85	-0.03	0.32	0.11	0.11
	Sep.	0.04	0.20	0.06	0.15	0.09	-0.02	-0.05	0.02	0.54	-0.15	0.04	0.11
	Oct.	0.02	0.20	0.14	-0.12	-0.24	0.20	0.07	0.04	-0.18	0.78	0.07	0.11
	Nov.	-0.11	0.36	-0.02	0.15	0.05	-0.06	-0.06	0.22	0.04	0.09	0.53	0.31
	Dec.	0.05	0.23	0.16	-0.00	0.09	0.20	-0.14	0.10	-0.08	0.20	0.16	0.55

の間における12月の月降水量で有意な相関が認められない以外は、旭川と中頓別、旭川と朱鞠内の間の月平均気温・月降水量は高い相関を示し、旭川の気候データを解析に用いることが可能であると判断した。中頓別と朱鞠内の気候データは、観測開始が1950年代以降であり観測期間が短いこと、欠測期間が存在することから以降の解析には用いなかった。

レスポンスファンクション解析や単相関分析によって得られた結果を考察する際には、月平均気温や月降水量の相互の関係を考慮したうえで行う必要がある。たとえば、ある月の平均気温と降水量の間で相関関係が認められる場合、直接影響を及ぼしていない月平均気温または月降水量と年輪幅指数や年輪内最大密度指数との間で有意な相関関係が表れる可能性があり、これらの可能性を把握したうえで考察する必要がある。そこで、レスポンスファンクション解析と単相関分析に用いた月平均気温と月降水量の相互間の相関関係を算出したところ、全ての月において月平均気温と月降水量の間には有意な相関関係はなかった（Table 3.3）。したがって、レスポンスファンクション解析や単相関分析によって得られた結果において、年輪幅指数または年輪内最大密度指数に及ぼす月平均気温と月降水量の影響は互いに独立しているとみなして考察を行うことが出来る。

3.3 結果

3.3.1 アカエゾマツの年輪幅指数と気候因子の関係

アカエゾマツの年輪幅指数と気候因子の間のレスポンスファンクション係数および単相関係数を Fig. 3.3 に示す。図中の実線はレスポンスファンクション係数を表し、正の係数は年輪幅指数に対して月平均気温または月降水量が正に寄与することを、負の係数は負の寄与を示すことを示す。また、右端の部分に表示される実線は t 年の年輪幅指数に対する $t-1$, $t-2$, $t-3$ 年の年輪幅指数の寄与を表

Table 3.3. Correlation matrix between monthly mean temperature and monthly total precipitation at Asahikawa. Shaded values are correlation coefficients between mean temperature and total precipitation for identical months. Thick and thin frames indicate correlation coefficients are significant at $p < 0.01$ and $p < 0.05$, respectively.

	Precipitation											
	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
Jan.	0.15	-0.11	0.10	0.04	-0.10	-0.01	-0.23	0.10	0.13	-0.04	0.05	0.27
Feb.	0.02	0.06	0.06	0.03	0.13	0.04	0.04	0.07	0.09	0.17	0.06	0.06
Mar.	0.08	-0.37	0.09	0.05	-0.05	0.19	0.03	0.06	0.12	-0.11	0.01	0.03
Apr.	-0.15	-0.14	-0.25	-0.07	-0.02	-0.15	-0.08	0.17	0.03	-0.08	-0.03	-0.05
May	0.04	-0.22	-0.02	0.01	-0.03	0.07	-0.11	-0.01	0.13	-0.12	0.08	-0.10
Jun.	-0.04	0.17	-0.01	-0.01	-0.06	0.00	0.04	-0.08	0.02	0.07	0.12	-0.01
Jul.	0.05	0.15	-0.25	-0.18	-0.05	-0.26	0.10	0.02	-0.04	0.02	0.00	0.04
Aug.	-0.11	0.05	-0.26	-0.2	0.00	-0.15	-0.19	-0.20	0.10	0.01	0.01	0.09
Sep.	0.28	0.06	-0.15	-0.09	0.12	-0.18	0.12	-0.19	0.00	-0.12	-0.01	0.03
Oct.	0.25	0.06	0.16	0.09	-0.14	0.11	0.09	0.10	0.00	0.11	0.14	-0.03
Nov.	0.14	-0.06	0.16	0.04	-0.08	0.01	-0.21	0.11	0.15	0.01	-0.14	-0.11
Dec.	0.06	-0.03	0.19	-0.02	-0.06	-0.05	-0.03	0.09	-0.14	0.13	-0.08	-0.17

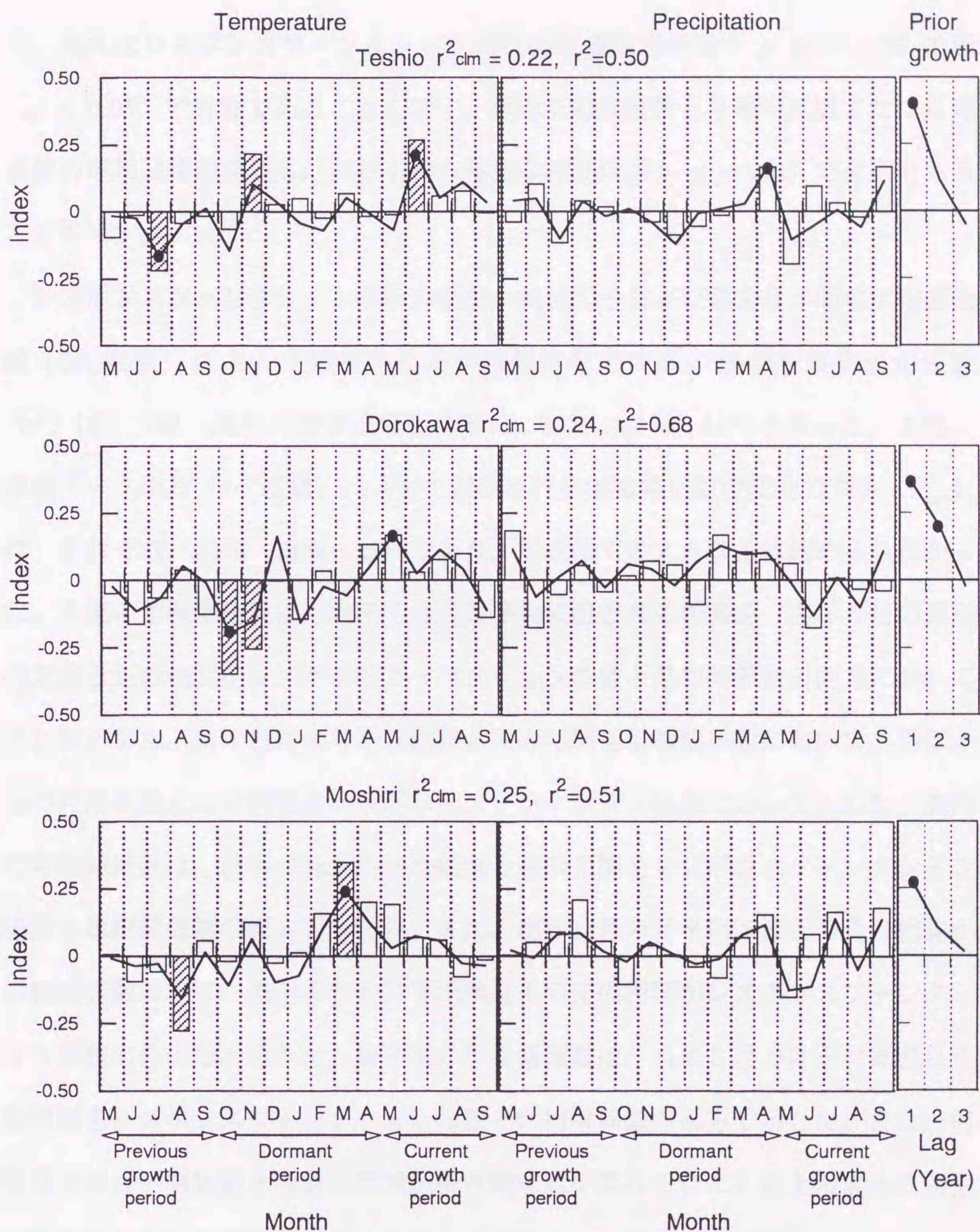


Fig. 3.3. Climatic responses of ring width of *P. glehnii* at Teshio, Dorokawa and Moshiri in northern Hokkaido, obtained from response functions (lines) and simple correlations (columns), calculated for the period from 1900 to 1991. Three additional coefficients are weights for prior ring-width indices at lags of 1, 2 and 3 years. The shaded columns and circles indicate significant variables ($p < 0.05$). Values of r^2_{clim} are the explained variances by climatic factors, and r^2 are the squared multiple-correlation coefficients of the regression equations of the respective response functions.

す。黒丸はレスポンスファンクション係数の信頼限界を表す p 値が 0.05 未満 ($p < 0.05$) で有意であることを示す。棒は年輪幅指数と月平均気温または月降水量の単相関係数を表し、斜線を伴う棒は単相関係数が $p < 0.05$ で有意であることを示す。

レスポンスファンクション解析の結果、気候因子および過去3年間の年輪幅指数(37変数)によって説明される年輪幅指数の変動の割合を表す決定係数(r^2)は、天塩・泥川・母子里でそれぞれ、50%・68%・51%であった。また、気候データのみ(34変数)によって説明される年輪幅指数の変動の割合(r^2_{clm})は、それぞれ、22%・24%・25%であり、地点間での大きな差は認められなかった。天塩の年輪幅指数は、前年7月の月平均気温と負の相関を、当年6月の月平均気温と正の相関をレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方において示した。また、前年11月の月平均気温と正の相関を単相関係数において、当年4月の月降水量と正の相関をレスポンスファンクション係数において示した。泥川の年輪幅指数は、前年10月の月平均気温と負の相関をレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方で示した。また、前年11月の月平均気温との負の相関が単相関係数のみに、当年5月の月平均気温との正の相関がレスポンスファンクション係数のみに認められた。母子里の年輪幅指数は、当年3月の月平均気温と正の相関をレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方で示した。また、前年8月の月平均気温との負の相関が単相関係数で認められた。以上のように各生育地で気温との相関が認められたが、影響を及ぼす季節は生育地によって大きく異なっていた。一方、天塩の年輪幅指数が当年4月の月降水量とレスポンスファンクション係数で正の相関を示した以外、年輪幅指数に対する降水量の寄与は認められなかった。前年以前の年輪幅指数との関係については、3つの生育地に共通して前年の年輪幅指数との有意な相関が、さらに泥川では前々年の年輪幅指数

との有意な相関があった。

3.3.2 アカエゾマツの年輪内最大密度指数と気候因子の関係

アカエゾマツの年輪内最大密度指数と気候因子の間のレスポンスファンクション係数および単相関係数を Fig. 3.4 に示す。レスポンスファンクション解析の結果、気候因子と過去3年間の年輪幅指数（37 変数）によって説明される決定係数（ r^2 ）は、天塩・泥川・母子里で、それぞれ 44 %・53 %・63 % であった。また、気候データのみ（34変数）によって説明される変動の割合（ r_{dm}^2 ）は、それぞれ 29 %・31 %・55 % であり、母子里における決定係数が最も高かった。また、各生育地に共通して気候データのみによって説明される変動の割合（ r_{dm}^2 ）は年輪幅指数に比べて高かった。

年輪内最大密度に影響する気候因子は3つの生育地に共通し、夏期の気温が正に寄与し、8月の月降水量が負に寄与していた。夏期の気温との関係として、天塩では、当年6、8月の月平均気温と正の相関がレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方で認められた。泥川では、当年7、9月の月平均気温と正の相関がレスポンスファンクション係数で認められると共に、6～9月の全ての月で、月平均気温との正の単相関が認められた。母子里では、当年6、9月の月平均気温と正の相関がレスポンスファンクション係数で認められると共に、6～9月の全ての月で、月平均気温との正の単相関が認められた。8月の月降水量との関係として、天塩と母子里では、負の相関がレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方で認められた。また、泥川では、レスポンスファンクション係数において負の相関が認められた。年輪内最大密度指数と夏期以外の気候因子との関係は、泥川で前年11月の月降水量との間で負の相関がレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方で認められた。また、前年7月の月平均気温との正の

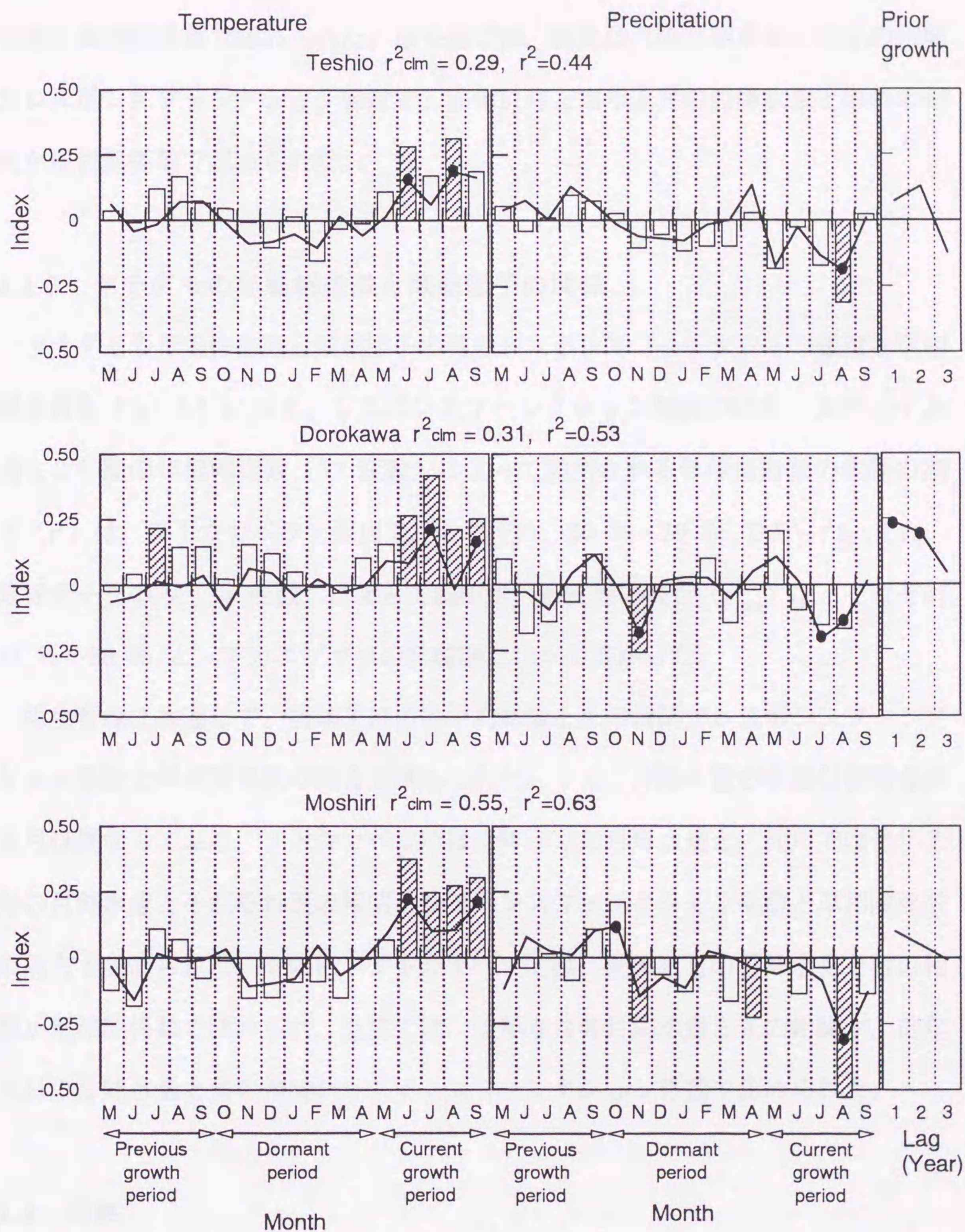


Fig. 3.4. Climatic responses of maximum density of *P. glehnii* at Teshio, Dorokawa and Moshiri in northern Hokkaido, obtained from response functions (lines) and simple correlations (columns), calculated for the period from 1900 to 1991. Three additional coefficients are weights for prior maximum-density indices at lags of 1, 2 and 3 years. The shaded columns and circles indicate significant variables ($p < 0.05$). Values of r^2_{clm} are the explained variances by climatic factors, and r^2 are the squared multiple-correlation coefficients of the regression equations of the respective response functions.

相関が単相関係数で認められた。母子里では、前年10月の月降水量との正の相関がレスポンスファンクション係数で、前年11月と当年4月の月降水量との負の相関が単相関係数で認められた。

3.3.3 ヤチダモの年輪幅指数と気候因子の関係

ヤチダモの年輪幅指数と気候因子の間のレスポンスファンクション係数と単相関係数を Fig. 3.5 に示す。レスポンスファンクション解析の結果、気候因子と過去3年間の年輪幅指数（37 変数）によって説明される年輪幅指数の変動の割合（ r^2 ）は、ブトカマベツ・泥川で、それぞれ、50 %・59 % であった。また、気候データのみ（34 変数）によって説明される変動の割合（ r^2_{clm} ）は、それぞれ、25 %・36 % と、アカエゾマツの年輪幅と比べて高かった。

両生育地に共通して、当年7月の月平均気温と正の相関がレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方で認められた。一方、月降水量が有意な相関を示す月は異なっており、ブトカマベツでは当年5月の月降水量と、泥川では当年7月の月降水量とそれぞれ正の相関がレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方で認められた。その他、ブトカマベツでは、前年8月の月降水量と負の相関が単相関係数で認められ、泥川では、前年6月の月降水量と正の相関が、前年10月の月降水量と負の相関がレスポンスファンクション係数で認められた。

3.4 考察

3.4.1 アカエゾマツの年輪幅の変動に及ぼす気候因子の影響

レスポンスファンクション解析と単相関分析の結果から、アカエゾマツ年輪幅の変動に与える気候因子の影響を考察した。本研究では、レスポンスファンクション係数が有意な相関を示し、かつ単相関係数も有意である場合に、年輪幅の変

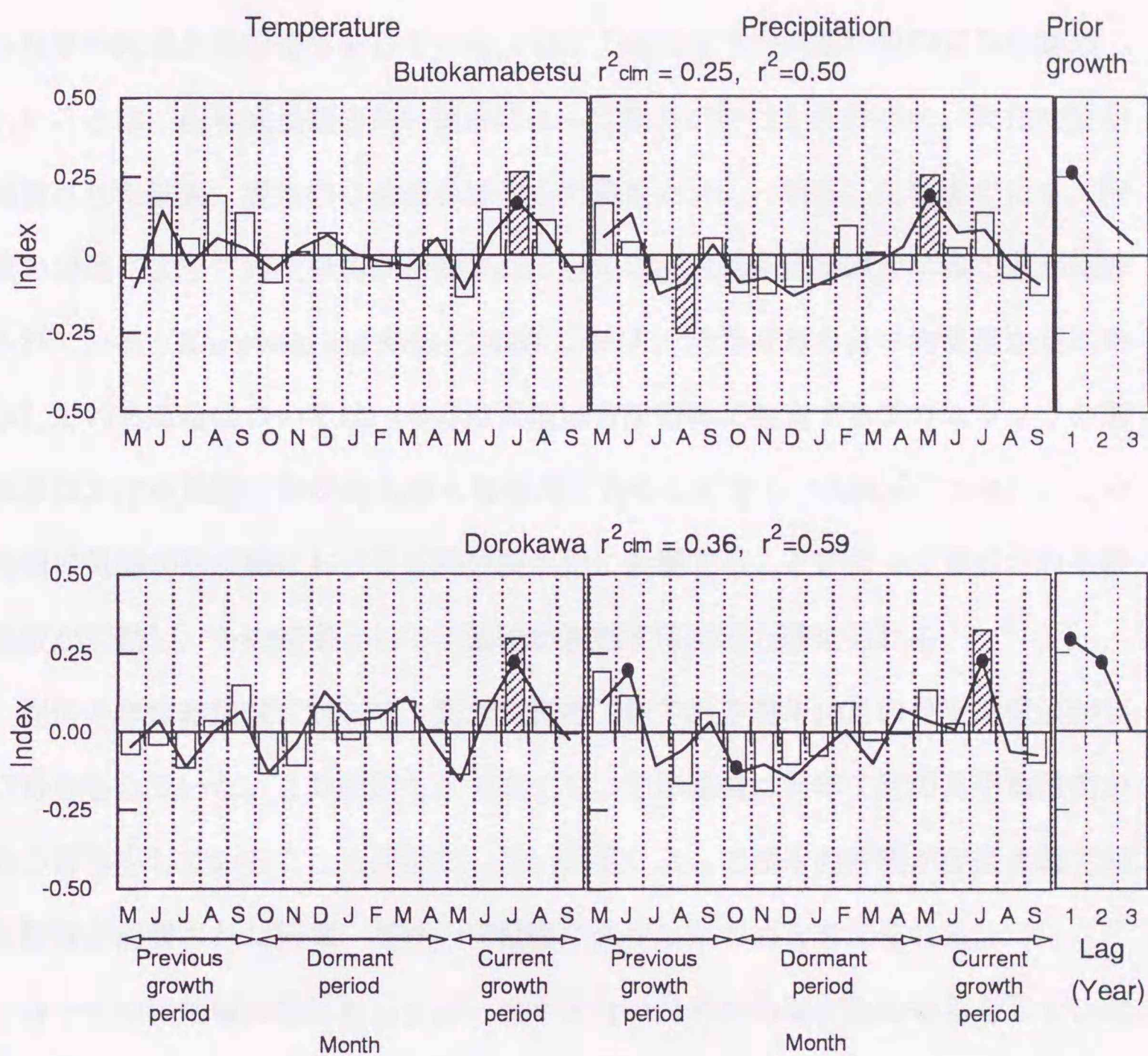


Fig. 3.5. Climatic responses of ring width of *F. mandshurica* var. *japonica* at Butokamabetsu and Dorokawa in northern Hokkaido, obtained from response functions (lines) and simple correlations (columns), calculated for the period from 1900 to 1991. Three additional coefficients are weights for prior ring-width indices at lags of 1, 2 and 3 years. The shaded columns and circles indicate significant variables ($p < 0.05$). Values of r^2_{clm} are the explained variances by climatic factors, and r^2 are the squared multiple-correlation coefficients of the regression equations of the respective response functions.

動に対して月平均気温または月降水量が寄与をしたとみなして考察を行う。

天塩では、年輪幅指数に対して前年7月の月平均気温が負の寄与を、当年6月の月平均気温が正の寄与をしていた。前年7月の月平均気温の負の寄与が認められたことは、前年成長期の高い気温によって樹木の呼吸が促進され、同化物質が消費された結果、翌年の年輪幅が減少した結果と考えられる。これまでに、呼吸の促進によって同化物質が消費され、翌年の肥大成長量が減少することが報告されている（Kozlowski and Keller 1966）。一方、当年6月の月平均気温が正に寄与していることについては、6月は天塩地方演習林に生育するアカエゾマツの形成層における細胞分裂が最も盛んな時期であることから（安江ら 1994）、この時期の気温が形成層における細胞分裂活動に影響することによって形成される細胞数変動し、その結果として年輪幅が変動するためと考えられる。

泥川の年輪幅指数に対して、肥大成長終了後である前年10月の月平均気温が負の寄与をしていた。この原因も、天塩において年輪幅に前年7月の月平均気温が負の寄与をしていることと同様に、高い気温によって樹木の呼吸が促進されて同化物質が消費された結果、翌年の年輪幅が減少したためと考えられる。

母子里の年輪幅指数に対しては、当年3月の月平均気温が正の寄与をしていた。このことは、3月の気温が高いことにより形成層活動の再開時期が早められた可能性を示唆している。気温は形成層活動の再開に関与する最も重要な因子の一つであることがこれまでに報告されている（Savidge and Wareing 1981）。天塩地方演習林に生育するアカエゾマツの形成層活動の再開時期は4月下旬であることが確認されており（安江ら 1994）、3月は形成層活動の再開直前にあたる。したがって、3月の気温が高いことにより形成層活動の再開時期が早められ、肥大成長期間が長くなった結果として年輪幅が増加したと予想される。

3つの生育地に共通して、各月の降水量と年輪幅指数の間に明瞭な関係が認め

られなかった。この結果は、各生育地におけるアカエゾマツの仮道管の分裂に対して土壌水分条件が制限因子とならないことを示唆する。各生育地の土壌が比較的湿潤な条件であることから、土壌水分条件が制限因子とならないと考えられる。

解析の結果より、本研究で対象としたアカエゾマツの年輪幅は主に気温の変動に伴って変動することが明らかになった。気温が影響を及ぼす月は生育地によって異なっており、この違いは土壌条件に起因すると予想できる。しかしながら、本研究の結果から、土壌条件が異なることによって気温が肥大成長に寄与する時期が異なる原因を明らかにすることは出来なかった。

3.4.2 アカエゾマツの年輪内最大密度の変動に及ぼす気候因子の影響

年輪内最大密度では、3つの生育地に生育するアカエゾマツに共通して、当年の夏期の気温が正に、8月の月降水量が負に寄与していた。天塩地方演習林でのアカエゾマツの形成層活動の季節変化の観察では、将来に晩材部となる仮道管の分裂と拡大は7月はじめから8月中旬にかけておこなわれ、年輪の最後に形成される仮道管の細胞壁肥厚の終了は9月下旬であることが確認されている（安江ら1994）。統計解析の結果より、気候因子がアカエゾマツの年輪内最大密度の変動に影響を与える期間は6～9月であることが明らかになったが、これは年輪後半部に位置する仮道管の分裂・拡大・細胞壁肥厚時期に一致する。したがって、年輪後半部の仮道管の形成時期である夏期の気温と8月の降水量が分化・成熟過程のいずれかに対して影響を与え、その結果として年輪内最大密度が変動することが示唆される。また、年輪内最大密度に影響を与える気候因子に生育地間の共通性が見られたことから、気候条件が年輪後半部に位置する仮道管の分化・成熟過程のいずれかに対して与える影響は土壌条件に依存しないと言える。年輪内最大

密度に影響を及ぼす気候因子が生育地間で共通することは、影響を及ぼす気候因子が土壌条件によって異なっていた年輪幅における結果と対照的であった。

これまで、海外における針葉樹の年輪内最大密度と気候の関係について、主に夏期の気候因子との相関が高いことが報告されている。カナダ西部のエンゲルマンズプルース (Parker and Henoch 1971)、スイスアルプス (Schweingruber et al. 1978)、スコットランド北部のヨーロッパアカマツ (*Pinus sylvestris* L.) (Hughes et al. 1984) では、夏期の気温との正の相関があることが報告されている。さらに、アラスカ (D'Arrigo et al. 1992)、スカンジナビア (Briffa et al. 1990)、シベリア (Briffa et al. 1995) などの高緯度地域では、年輪内最大密度と成長期の気温の高い正の相関が報告されている。一方、アリゾナの乾燥地域では、年間を通しての降水量が正に、気温が負に寄与していることが報告されている (Cleaveland 1986; Park 1990)。Kienast et al. (1987) は、スイスアルプス、コロラド高地、キプロス島の各地の標高の異なる生育地の数種類の針葉樹の年輪内最大密度と気候因子の関係を比較し、年輪内最大密度の変動に関与する気候因子が生育地の条件によって異なること、高地・乾燥地の森林限界付近に生育する樹木の年輪内最大密度は、それぞれ気温・降水量と高い相関を示し、気候復元の指標として有効であることを示している。本研究で対象としたアカエゾマツは、比較的低い標高、湿潤な土壌条件に生育し、年輪内最大密度と気候因子の関係において森林限界に生育する樹木のような強い相関が見られない可能性もあったが、夏期の気温と降水量の両方と明確な相関関係を示し、高地や高緯度地域に生育する針葉樹と同様に夏期の気候の復元の指標として有効であることが明らかになった。

3.4.3 ヤチダモの年輪幅の変動に及ぼす気候因子の影響

ブトカマベツと泥川のヤチダモの年輪幅に共通する気候因子の影響として、当

年7月の気温が年輪幅に対して正に寄与していたことが挙げられる。北海道に生育するヤチダモ造林木では7月の直径成長量が多いことがデンドロメーターを用いて測定されており（菊地ら 1994），7月には形成層における細胞の分裂活動が盛んに行われていると考えられる。したがって，細胞の分裂活動が盛んに行われている7月の気温が細胞分裂頻度に影響し，その結果として年輪幅が変動すると考えられる。

生育地に特徴的な年輪幅と気候因子の関係については，ブトカマベツでは当年5月の月降水量がヤチダモ年輪幅に対して正に寄与していた。この時期は成長期（5～9月）のなかで降水量が少ない時期である（Fig. 3.2）。ブトカマベツの土壌である褐色低地土は良好な排水性をもつため，5月の降水量が少ないことにより土壌水分が不足し，水ストレスが引き起こされ，その結果として肥大成長が抑制されることが推察される。一方，泥川では，年輪幅に対する5月の月降水量の寄与は認められなかった。泥川は湿原であるため，5月には融雪水が流入し，地下水位が保たれて水ストレスが生じていないと推察できる。7月の月降水量との正の相関関係が泥川でのみ認められることは，泥川では7月の降水量が少ない場合，融雪水の流入も既に終わっているために地下水位が低下し，水ストレスが生じていることを示唆している。

北海道に生育するヤチダモ造林木の直径成長の季節的変動と夏期の気候の関係について，菊池ら（1995）は，冷夏・猛暑の2年間について土壌水分と肥大成長の変化の比較を行い，土壌水分が不足すると直径成長が著しく停滞し，土壌水分が不足していない場合には気温が高い方が成長量が多いことを報告している。したがって，泥川のヤチダモでも同様に，土壌水分によって形成層における分裂活動が制限され，さらに土壌水分が十分な場合には気温の影響を受けていると考えられる。

これまでトネリコ属における年輪気候学的な研究は少ないが、カナダの氾濫原に生育するブラックアッシュ (*Fraxinus nigra* Marsh.) の年輪幅も同様に当年の成長期の水ストレスの影響を大きく受けることが報告されている (Tardif and Bergeron 1993)。さらに、この研究では、年輪幅と前年の気候因子の間にも高い相関があることが報告されている。トネリコ属などの樹種ではシュート成長量が前年の芽の形成時に決定されるため (Kramer and Kozlowski 1979)、前年の気候条件が芽の形成に関与し、その結果として当年の肥大成長量が変動し、年輪幅と前年の気候因子の間に有意な相関関係が生じると推測されている (Tardif and Bergeron 1993)。しかしながら、本研究で対象としたヤチダモ供試木の年輪幅では、ブトカマベツにおいて前年8月の月降水量との負の相関が単相関係数で、泥川において前年6月の月降水量との正の相関が、前年10月の月降水量との負の相関がレスポンスファンクション関数において認められたのみである。したがって、ヤチダモの年輪幅の変動に対する前年の気候の寄与は当年の気候の寄与に比べて小さいと言える。このことから、トネリコ属において年輪幅と前年の気候因子の間に高い関係が生じることは、必ずしも一般的でないと考えられる。

同じ生育地である泥川でのアカエゾマツとヤチダモの年輪幅に及ぼす気候因子の影響を比較したところ、アカエゾマツでは、前年の秋の気温が負に寄与し、当年の気温および前年と当年の降水量の影響はほとんど認められなかった。一方、ヤチダモでは、当年7月の月平均気温と月降水量が正の寄与をしており、両樹種の年輪幅に影響を及ぼす気候因子は大きく異なっていた (Fig. 3.3, 3.5)。特に降水量との関係は、アカエゾマツでは土壌水分が年輪幅の変動に影響しないのに対して、ヤチダモでは7月の土壌水分が肥大成長の制限因子となっていることから、アカエゾマツに比べてヤチダモの成長において土壌水分に対する要求性が高いことを示唆している。この結果から、生育適地に関する両樹種の樹種特性が

大きく異なると言える。

以上の解析を通して、アカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度とヤチダモの年輪幅の指数と気候因子の関係を統計的に明らかにし、形成層活動の季節的变化、土壌条件などに関連づけてそれらの変動の原因を考察した。アカエゾマツの年輪幅指数と気候因子の関係は土壌条件によって異なっていたが、アカエゾマツの年輪内最大密度指数とヤチダモの年輪幅指数では、土壌条件に関わらず夏期の気候因子との高い相関関係が認められ、夏期の気候条件が制限因子となっていることが明らかになった。

また、樹種や土壌条件によって年輪幅の変動に及ぼす気候因子が異なることを明らかにした。この結果は、今後、アカエゾマツの成長に対する制限因子や生育適地における樹種特性を明らかにしていくうえでも役に立つ情報であると考えられる。

アカエゾマツの年輪内最大密度とヤチダモの年輪幅の変動に夏期の気候因子との高い相関関係が見られたことから、これらのクロノロジーは夏期の気候の変動を反映していることが明らかとなった。したがって、これらのクロノロジーは夏期の気候の復元に有効な指標である可能性が示唆される。一方、アカエゾマツの年輪幅も生育地ごとに特定の気候因子との相関関係を示し、相関を示したそれぞれの気候因子の復元に用いることが出来ると考えられる。しかし、通常、一つのクロノロジーのみで気候復元を行うことは難しいので、同様な気候因子に対して反応を示すアカエゾマツまたは他の樹種からのクロノロジーを新たに見つけ、それらを組み合わせることによって気候復元への適用が可能になると考えられる。

第4章 アカエゾマツの年輪内最大密度の変動に及ぼす

仮道管の放射径・接線壁厚の影響

4.1 緒言

前章で、これまでの海外における多くの報告 (Schweingruber 1978 ; Kienast et al. 1987) と同様に、アカエゾマツの年輪内最大密度の変動にも夏期の気候因子が影響を与えていることが明らかになった。しかし、夏期の気候因子が年輪内最大密度の変動に影響を与えるメカニズムはいまだ明らかにされていない。針葉樹の年輪内の密度変動は仮道管の放射径と細胞壁厚の一方または両方の効果によることが示されている (佐伯 1965 ; Diaz-Vázquez et al. 1975) ことから、年輪内最大密度の変動は年輪後半部に位置する仮道管の放射径と細胞壁厚の一方または両方の変動によって影響されると言える。つまり、気候因子が年輪後半部に位置する仮道管の分化・成熟過程に影響した結果、仮道管径と細胞壁厚の一方または両方が変動し、年輪内最大密度に反映されると考えられる。したがって、気候変動に伴って年輪内最大密度が変動する原因を解明するためには、年輪内最大密度と年輪後半部に位置する仮道管の放射径と細胞壁厚の関係、年輪後半部に位置する仮道管の放射径・細胞壁厚と気候因子の関係を明らかにすることが重要である。

本章ではアカエゾマツを対象として、気候復元を行ううえで重要な指標として用いられている年輪内最大密度が変動する原因を明らかにすることを目的とした。第一に、画像解析の手法を用いて仮道管の放射径と接線壁厚を計測し、軟X線デンストメトリーで計測された年輪内最大密度との相関関係を解析することにより、年輪内最大密度の変動に及ぼす仮道管の放射径と接線壁厚の影響を明らかにした。第二に、放射径と接線壁厚のクロノロジーを作成し、レスポンスファンクション解析を用いて放射径と接線壁厚の変動に及ぼす気候因子の影響を解析した。以上

の二通りの解析で得られた結果と、これまで報告されている仮道管径や細胞壁厚に対する環境因子の影響に関する知見と併せ、気候変動に伴う年輪内最大密度の変動の原因を考察した。

4.2 方法

4.2.1 試料

天塩のアカエゾマツの年輪内最大密度クロノロジーの作成に用いた供試木から9個体を選択し、軟X線デンストメトリー計測に用いたストリップを仮道管の放射径と接線壁厚の計測用の試料として用いた (Table 4.1)。仮道管の放射径・接線壁厚と気候因子の関係を明らかにする目的があるため、気候データの存在する期間である1900～1990年の91年輪を対象に仮道管の放射径・接線壁厚の計測を行った。試料の選択にあたり、1900～1990年の期間でなるべく年輪幅が一定な供試木からの試料を選択した。その理由として、第2章で述べたように、年輪幅と年輪内最大密度の相関が高く、かつ年輪幅に攪乱などに起因する時系列変動が認められる供試木には、年輪内最大密度の変動に攪乱などの影響が大きく含まれている可能性があるためである。また、年輪幅が極端に狭い被圧木から比較的広い優勢木までを含むように試料の選択を行った。これまで、アカマツの被圧木では晩材の仮道管の細胞壁が薄くなること (Saiki and Kawake 1980)、ダグラスファーの劣勢木の非常に狭い年輪では、年輪内最大密度が明確に低下すること (de Kort et al. 1991) が報告されている。また、ヨーロッパトウヒの劣勢木では、年輪後半部の仮道管での細胞壁の肥厚が十分でないことが報告されている (船田ら 1995a)。よって、年輪幅の極端に狭い年輪では、年輪内最大密度と仮道管の放射径・接線壁厚の関係が異なる可能性も考えられる。そこで、年輪幅が極端に狭い供試木から比較的広い供試木までを選択し、供試木によって年輪内最大密度と

Table 4.1. Characteristics of the sample trees used for measurement of tracheid dimensions.

Tree No.	Ring width		Maximum density		Number of rings
	Mean width (mm)	Standard deviation (mm)	Mean density (g/cm ³)	Standard deviation (g/cm ³)	
1	1.50	0.38	0.90	0.05	201
2	1.14	0.30	0.85	0.07	201
3	0.79	0.20	0.86	0.08	231
4	0.77	0.20	0.89	0.08	252
5	0.74	0.27	0.99	0.05	161
6	0.60	0.22	0.70	0.08	201
7	0.50	0.14	0.85	0.08	400
8	0.50	0.11	0.87	0.06	431
9	0.30	0.08	0.80	0.10	287

仮道管の放射径・接線壁厚の關係に違いが現れるかどうかを検討した。

選択した試料の概要を Table 4.1 に示す。平均年輪幅は、最も広い供試木 No. 1 で 1.50 mm、最も狭い供試木 No. 9 では 0.30 mm であった。供試木のコアサンプルでの年輪数は 161~431 年輪であり、計測対象部位に未成熟材は含まれないと考えられる。

4.2.2 仮道管の放射径と接線壁厚の計測

a. プレパラートの作製

軟X線デンシトメトリー計測に用いたストリップからカッターでおさえ木をはずし、試料を半径方向に約 1 cm の長さに分割した (Fig. 4.1)。このとき、隣り合う試料に共通する数年輪が含まれるように斜めに分割し、以後に行う各年輪の年代の確認を容易に行えるようにした。分割した試料を木工用瞬間接着剤 (コニシ社製) にて試料台に接着し、一昼夜水に浸して軟化させた後、スライディングミクロトームにて約 12 μm 厚の木口面切片を作製した。切片を 1 % サフラニン溶液 (30 % エタノール水溶液) で染色し、水洗を 3 回、アルコールシリーズでの脱水を 25%・50%・75%・90 % 濃度で各 1 回、100 % 濃度で 3 回行い、キシレンでの透徹を行った後、ビオライトにて封入し、永久プレパレートとした。後述する画像解析により計測を行う際には、使用画像の細胞内こうと細胞壁の間のコントラストを十分につける必要があるため、染色時間を 30 分と長く設定すると共に、水洗、脱水における各過程に要する時間を約 1 分と短くすることで染色濃度を保った。

作製した木口面切片における各年輪の年代を照合し、プレパレート上に年代を記入した。この際、木口面切片と、その同一コアサンプルからすでに撮影してある軟X線フィルムとを重ねて観察することにより正確に年代を照合することが出

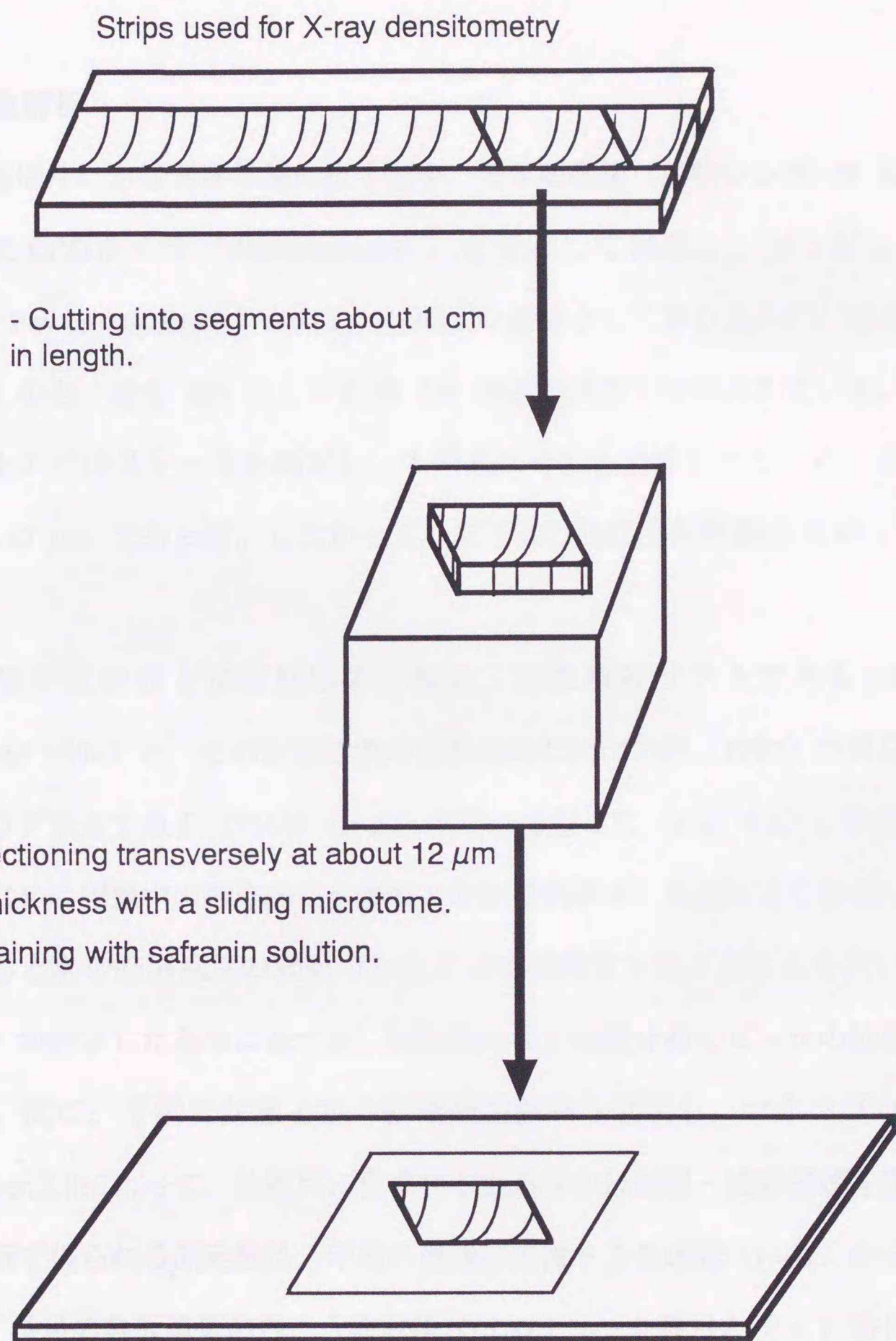


Fig. 4.1. Preparation of samples for measurement of tracheid dimensions.

来た。

b. 画像解析

木口面切片における各年輪の後半部を、光学顕微鏡（対物レンズ 40 倍）に取り付けた CCD カメラ（Photometrics 社）を使用して撮影し、コンピュータ（Apple Power Macintosh）に 512×512 画素の画像として取り込んだ。得られた画像は、0 を白、黒を 255 とした白黒 256 階調の濃度で記録されている。プレパレート上の寸法スケールを測定し、1 画素の寸法を換算したところ、1 画素は $0.47 \times 0.47 \mu\text{m}$ であった。したがって、以下に行う計測の精度は $0.47 \mu\text{m}$ である。

仮道管の放射径と接線壁厚の計測を、画像解析ソフトである NIH-Image（Rasband 1996）と、その計測処理の自動化のために小林（1997）が開発したマクロプログラムである CDAM ver.2.8 を用いて行った（Fig. 4.2）。計測を行う際、はじめに画像中の細胞内こう領域と細胞壁領域を二値化により分離した。二値化するときの階調濃度の閾値の決定には階調濃度ヒストグラムを用い、小林（1997）が設定した基準に基づき、細胞壁を表す頻度分布のピークの裾野を閾値とした。次に、手動で対象とする仮道管放射列を選択し、マクロプログラム CDAM ver.2.8 によって、放射列に含まれる仮道管の放射径・接線壁厚を算出した。画像解析で得られる測定値は、年輪の最後に位置する仮道管（ $i = 1$ ）から順に内側へ、 i 番目の各仮道管の内こう放射径（ LUD_i ）と、 i 番目と $i + 1$ 番目の仮道管の間のダブルウォール厚（ DWT_i ）の値である（Fig. 4.3）。 i 番目の仮道管のシングルウォール厚 SWT_i を、 $i - 1$ 番目と i 番目、 i 番目と $i + 1$ 番目の仮道管の間のダブルウォール厚（ DWT_{i-1} , DWT_i ）の平均値として、

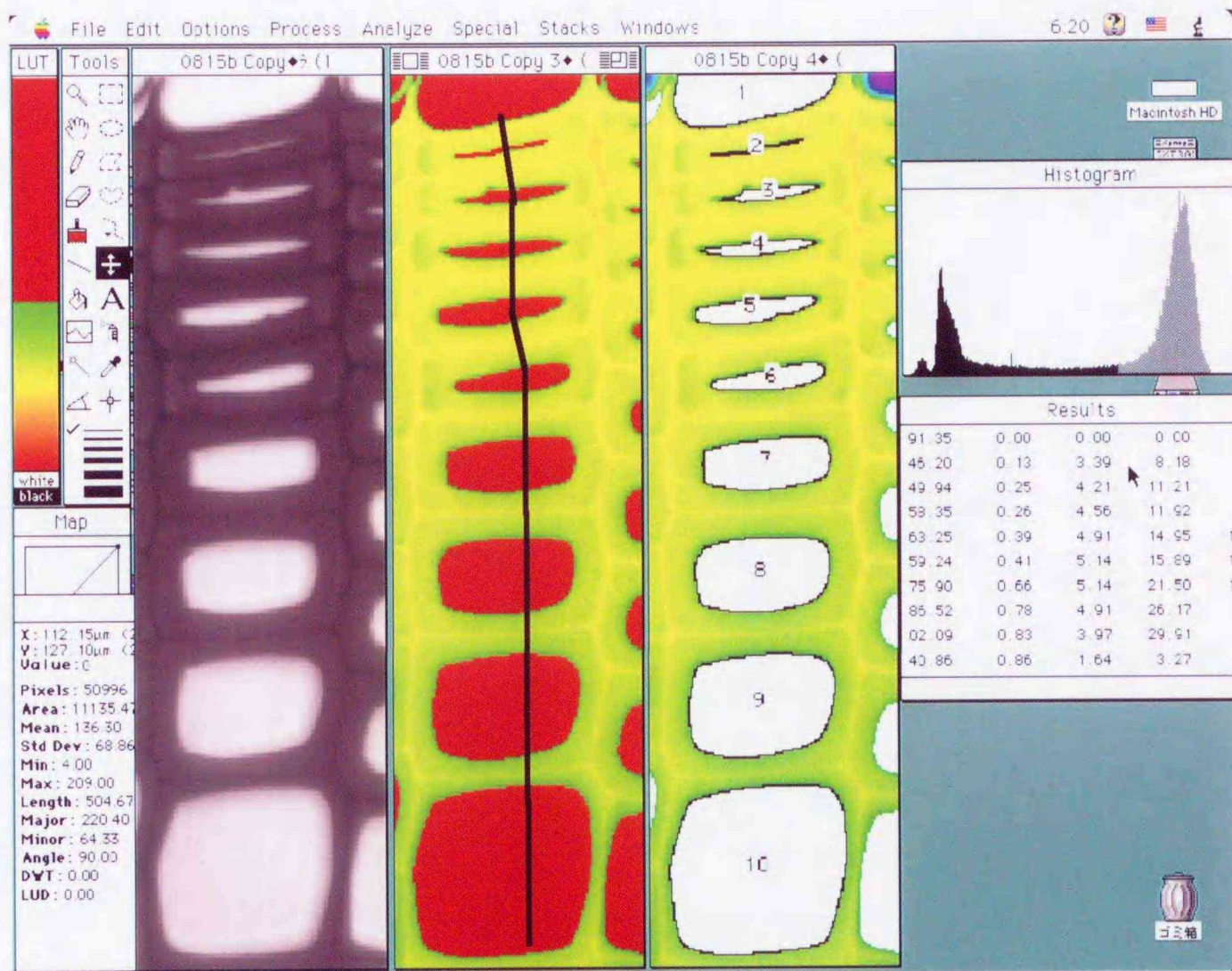


Fig. 4.2. Example of image analysis by NIH Image (Rasband 1996) with CDAM ver. 2.8 (Kobayashi 1997). The image before analysis (left), the image after thresholding (center) and the image after analysis (right) are shown. Radial lumen diameters and tangential double wall thicknesses are measured along the line in the center image.

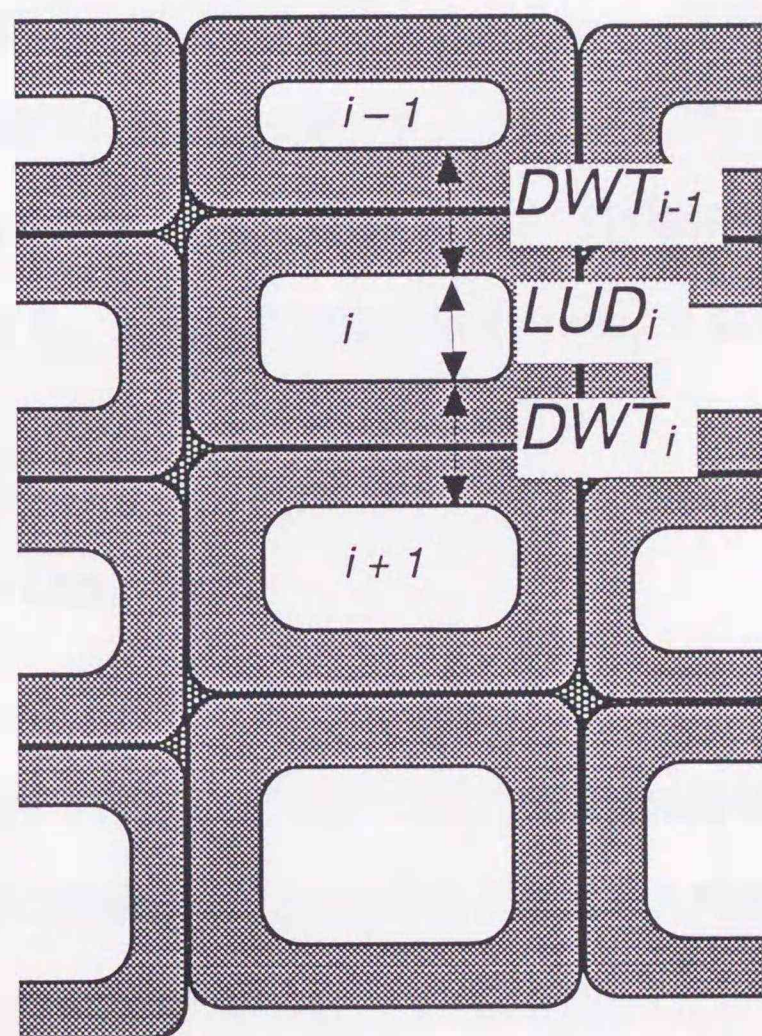


Fig. 4.3. Variables measured by image analysis. i is the number of the tracheid from the last formed tracheid. LUD_i is radial lumen diameter of i th tracheid. DWT_i is tangential double wall thickness between i th and $i+1$ th tracheids.

$$SWT_i = \frac{1}{2} \left(\frac{DWT_i}{2} + \frac{DWT_{i-1}}{2} \right) \quad (4.1)$$

によって算出した (Filion and Cournoyer 1995 ; 小林 1997) 。ただし、式 4.1 より求める年輪の最後に位置する仮道管の接線壁厚 (シングルウォール厚) の計算には次の年輪の最初の仮道管の壁厚が含まれるために、年輪の最後に位置する仮道管 ($i = 1$) の接線壁厚は実際より薄く算出される。しかし、早材仮道管の細胞壁厚はほぼ一定であるので、年輪の最後に位置する仮道管の接線壁厚の変動に影響はないと仮定できる。細胞内こう放射径を LUD_i とおき、仮道管の放射径 RCD_i を、

$$RCD_i = LUD_i + 2SWT_i \quad (4.2)$$

として算出した (小林 1997) 。1年輪につき、仮道管先端部分での測定を避けるために十分に仮道管の接線径が大きな仮道管放射列を5列選択し、年輪の最後に位置する仮道管から内側の仮道管へ順番に計測を行った。

各年輪の最後に位置する仮道管から内側へ順番に、それぞれの仮道管における放射径と接線壁厚 (シングルウォール) を5放射列の平均値として求めた。

4.2.3 仮道管の放射径・接線壁厚と年輪内最大密度の関係

年輪内最大密度を示す部位に対応する仮道管として、年輪の最終部における放射方向に隣接する n 個の仮道管を選択し、その平均放射径 $\overline{RCD}_n$ と平均接線壁厚 $\overline{SWT}_n$ を以下の式 4.3, 4.4 を用いて算出した。

$$\overline{RCD}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n RCD_i \quad (4.3)$$

$$\overline{SWT}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n SWT_i \quad (4.4)$$

仮道管の接線径 (TCD) として 50 仮道管放射列の平均値 $30.9 \mu\text{m}$ を固定した値として用い、放射壁厚を接線壁厚と同じと仮定し、年輪の最後に位置する仮道管から i 番目の仮道管の細胞壁率 $W\%_i$ を仮道管の放射径と接線壁厚より算出した (式4.5)。

$$W\%_i = \frac{RCD_i \times TCD - (RCD_i - 2SWT_i)(TCD - 2SWT_i)}{RCD_i \times TCD} \times 100 \quad (4.5)$$

さらに、年輪内最大密度を示す部位に対応する、年輪の最終部における放射方向に隣接する n 個の仮道管全体の細胞壁率 $\overline{W\%}_n$ を、

$$\overline{W\%}_n = \frac{\sum_{i=1}^n (W\%_i \times RCD_i)}{\sum_{i=1}^n RCD_i} \quad (4.6)$$

として算出した。

軟X線デンシトメトリーにより計測した年輪内最大密度と、年輪内最大密度を示す部位に対応する年輪の最終部における放射方向に隣接する n 個の仮道管の細胞壁率・平均放射径・平均接線壁厚の相互の関係を、各個体ごとに単相関分析を用いて解析した。

4.2.4 仮道管の放射径・接線壁厚と気候因子の関係

仮道管の放射径・接線壁厚と気候因子の関係を明らかにするために、第一に、9個体における年輪内最大密度を示す部位に対応する年輪の最終部における放射方向に隣接する n 個の仮道管の平均放射径・平均接線壁厚の時系列を求め、平均放射径クロノロジーと平均接線壁厚クロノロジーを作成した。第二に、それらのクロノロジーと気候因子の関係をレスポンスファンクション解析と単相関分析を用いて解析した。

平均放射径クロノロジーおよび平均接線壁厚クロノロジーの作成にあたり、各個体の平均放射径時系列と平均接線壁厚時系列に対して標準化を行った。この際、平均放射径時系列と平均接線壁厚時系列には長周期の変動が認められなかったため、回帰直線を用いて標準化を行った。全ての個体の平均放射径指数または平均接線壁厚指数を、平均値からの偏差により重みづけをした相乗平均 (biweight robust mean, 第2章参照) を用いて平均し、平均放射径クロノロジーと平均接線壁厚クロノロジーとした。クロノロジーの作成にはARSTANプログラム (Cook 1985; Holmes 1994) を用いた。

平均放射径・平均接線壁厚と気候因子の関係を解析するため、平均放射径クロノロジーまたは平均接線壁厚クロノロジーを従属変数、前年5月～当年9月 (17か月間) の月平均気温・月降水量 (34 変数) を独立変数とし、1900～1990年の91年間について、レスポンスファンクション解析を行った。さらに、レスポンスファンクション解析の結果を確認するため、平均放射径クロノロジーまたは平均接線壁厚クロノロジーと気候データの間で単相関分析も行った。レスポンスファンクション係数と単相関係数の算出には、PRECONプログラム (Fritts 1996) を用いた。

4.3 結果

4.3.1 年輪内最大密度と仮道管の放射径・接線壁厚の関係

年輪内最大密度と仮道管の放射径・接線壁厚の関係を解析する前に、年輪内最大密度を示す部位に対応する年輪の最終部における放射方向に隣接する仮道管の数を決定した。軟X線デンストメトリーの走査時のスリット幅は放射方向に $30\ \mu\text{m}$ であるので、年輪内最大密度を示す部位も年輪後半部の放射方向に $30\ \mu\text{m}$ の幅の範囲である (Fig. 4.4)。この範囲に対応する年輪の最終部における放射方向に隣接する仮道管の数を特定するため、計測した全年輪の年輪後半部に位置する仮道管の放射径の累積の平均値を求めたところ、年輪の最後に位置する仮道管から3個目までの仮道管の放射径の累積の平均値が $36.75\ \mu\text{m}$ (標準偏差 $5.67\ \mu\text{m}$) であり、軟X線デンストメトリーの走査時の $30\ \mu\text{m}$ のスリット幅に最も近い値であった。さらに、各年輪における仮道管の細胞壁率を算出したところ、年輪の最後に位置する仮道管 ($i=1$) または最後に位置する仮道管の1つ内側 ($i=2$) の仮道管での細胞壁率が最も大きかった。そこで、以後、年輪内最大密度を示す部位に対応する年輪後半部の仮道管を、年輪の最終部における放射方向に隣接する3個の仮道管と設定し、解析を行った。

年輪の最終部における放射方向に隣接する3個の仮道管における細胞壁率と年輪内最大密度の関係を Fig. 4.5 に示す。全ての個体において両者の間に高い相関 ($p < 0.01$) が認められた。細胞壁率は仮道管の放射径と接線壁厚より算出されているため、年輪内最大密度の変動は年輪の最終部における放射方向に隣接する3個の仮道管の放射径と接線壁厚の一方または両方の変動に大きく影響を受けていることが確認された。

年輪の最終部における放射方向に隣接する3個の仮道管の平均放射径と年輪内最大密度の関係を Fig. 4.6 に示す。平均放射径と年輪内最大密度の関係では、

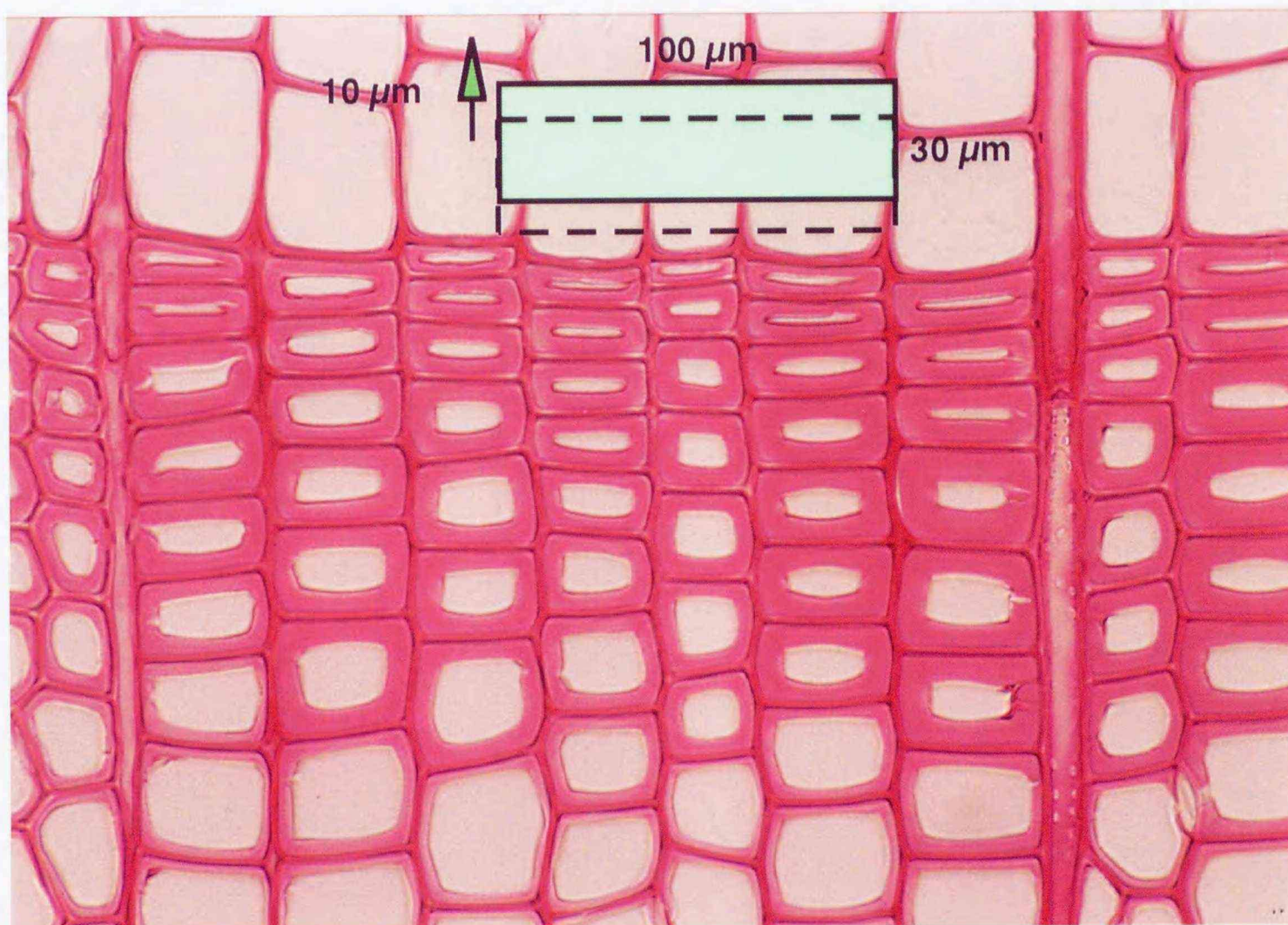


Fig. 4.4. A light micrograph showing the end of an annual ring of *P. glehnii*. Quadrangle indicates the size of scanning slit for X-ray densitometry.

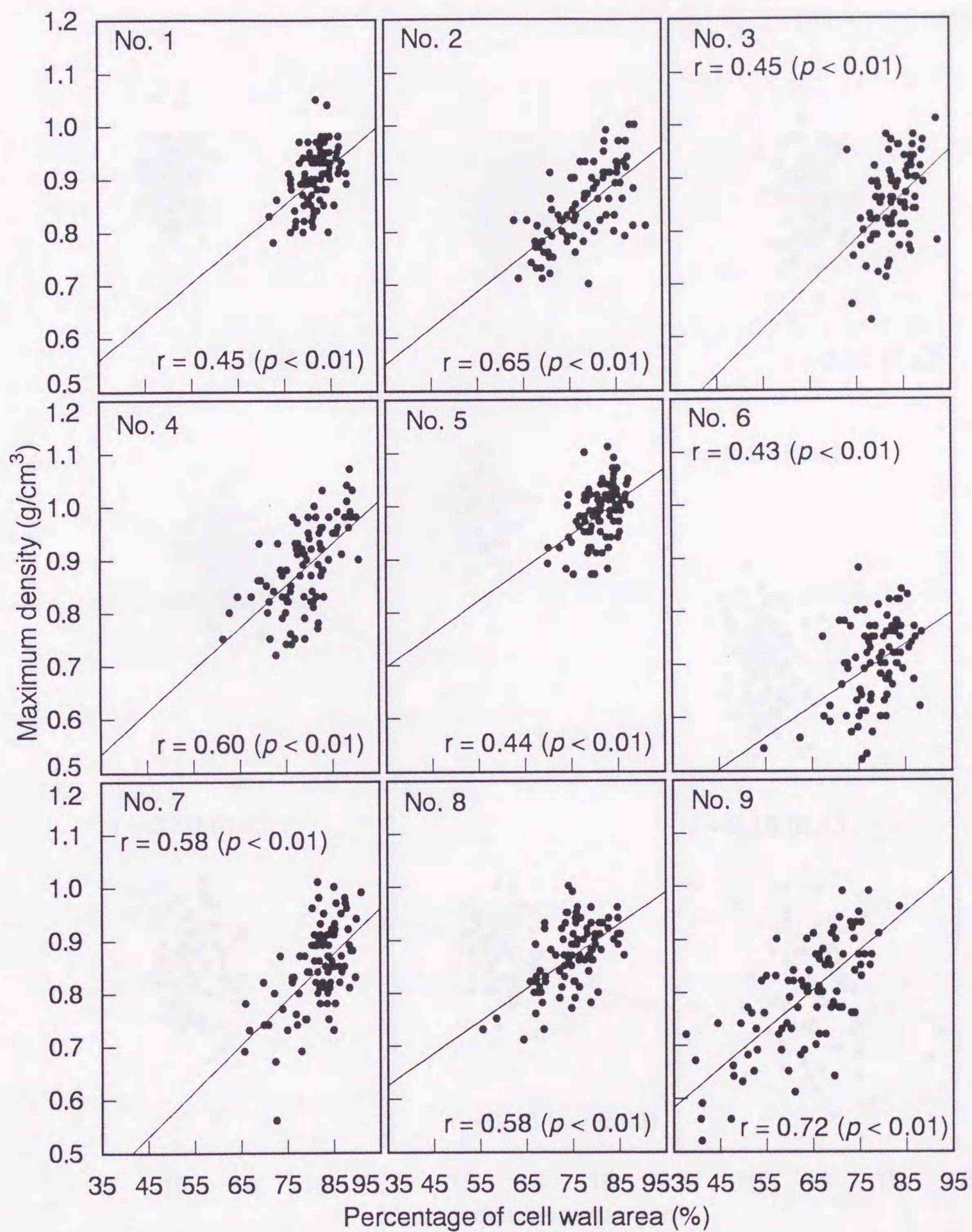


Fig. 4.5. Correlation between percentages of cell wall area of the last formed three tracheids and maximum densities. The percentages of cell wall area are calculated by radial cell diameter and tangential wall thickness of the tracheids.

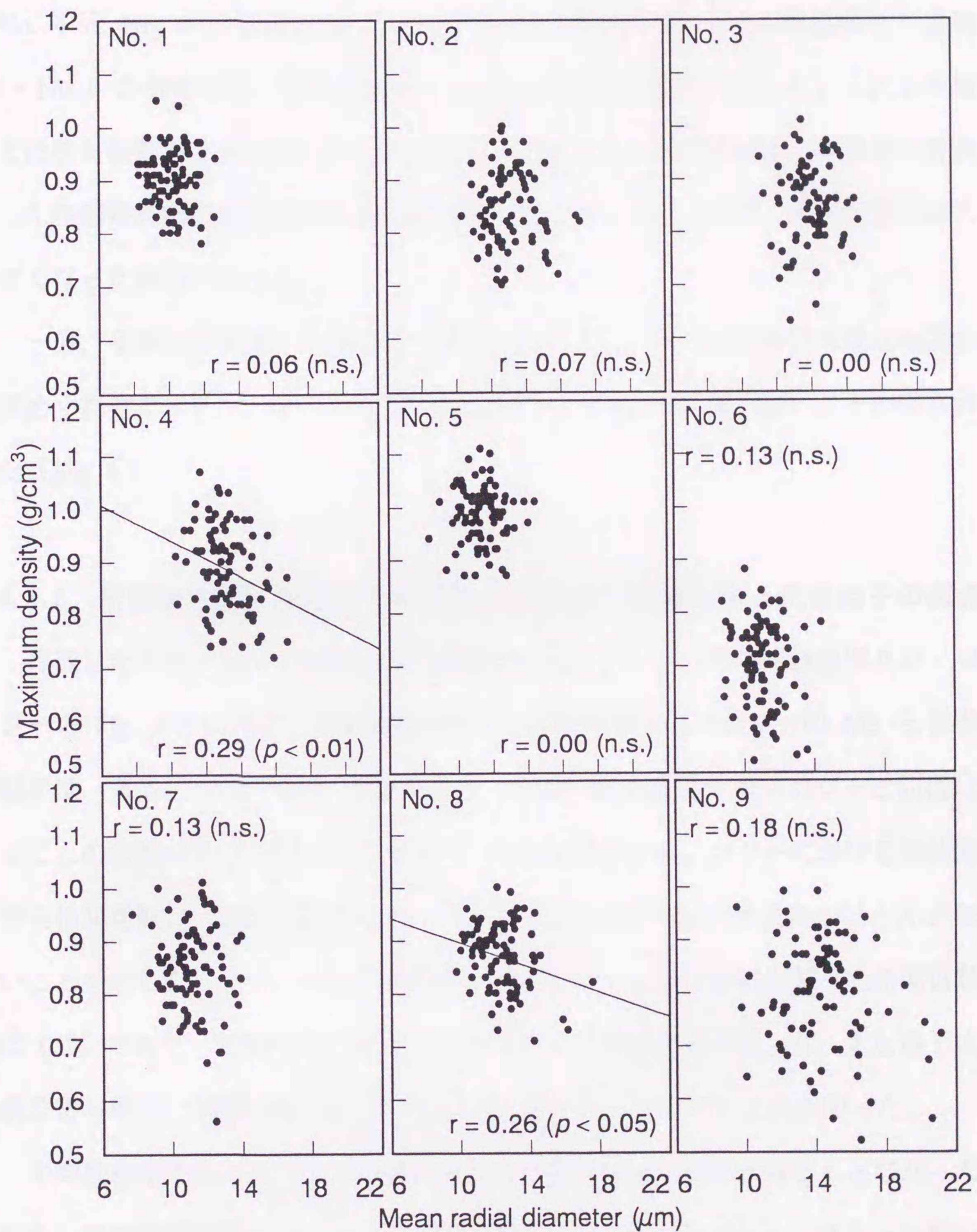


Fig. 4.6. Correlation between mean radial diameter of the last formed three tracheids and maximum densities.

No. 4 と No. 8 の個体を除いて有意な相関は見られなかった。年輪幅の一番狭い No. 9 の個体では、平均放射径が $18\text{ }\mu\text{m}$ 以上の年輪が存在した。これら年輪では晩材細胞が 1 ～ 2 個しか形成されず、放射径の大きな早材様の仮道管が計測した年輪最終部に位置する 3 個の仮道管に含まれていることが、平均放射径が大きくなった原因であった。

一方、平均接線壁厚と年輪内最大密度の関係では、全ての個体で有意な相関が認められるとともに、No. 1 の個体を除き、 $p < 0.01$ と相関が高いことが示された (Fig. 4.7)。

4.3.2 年輪後半部に位置する仮道管の放射径・接線壁厚と気候因子の関係

作成したクロノロジーの統計的な概要を Table 4.2 に、平均接線壁厚クロノロジーを Fig. 4.8 に示す。平均放射径と平均接線壁厚クロノロジーの MS と標準偏差は、ともに 0.04 ～ 0.05 の値をとり、年輪内最大密度クロノロジーと同様に年ごとの変動が大きいことを示す。平均放射径クロノロジーにおける個体間平均相関係数は 0.04 と非常に低く、時系列変動の個体間の共通性がほとんど無いことを示した。一方、平均接線壁厚クロノロジーにおける個体間平均相関係数は 0.14 であり、年輪内最大密度クロノロジーと同様の値であった。また第 1 主成分寄与率は、年輪内最大密度の 18.5 % に対し、25.4 % と大きかった。

平均放射径クロノロジーでは時系列変動の個体間の共通性がほとんどなかったため、平均接線壁厚クロノロジーのみを対象に、レスポンスファンクション解析と単相関分析を用いて気候因子との関係を解析した。レスポンスファンクション解析の結果を Fig. 4.9 に示す。平均接線壁厚クロノロジーの変動の 40 % が気候因子によって説明された。当年 7 月の月平均気温と正の相関が、当年 8 月の月降水量と負の相関がレスポンスファンクション係数と単相関係数の両方で認めら

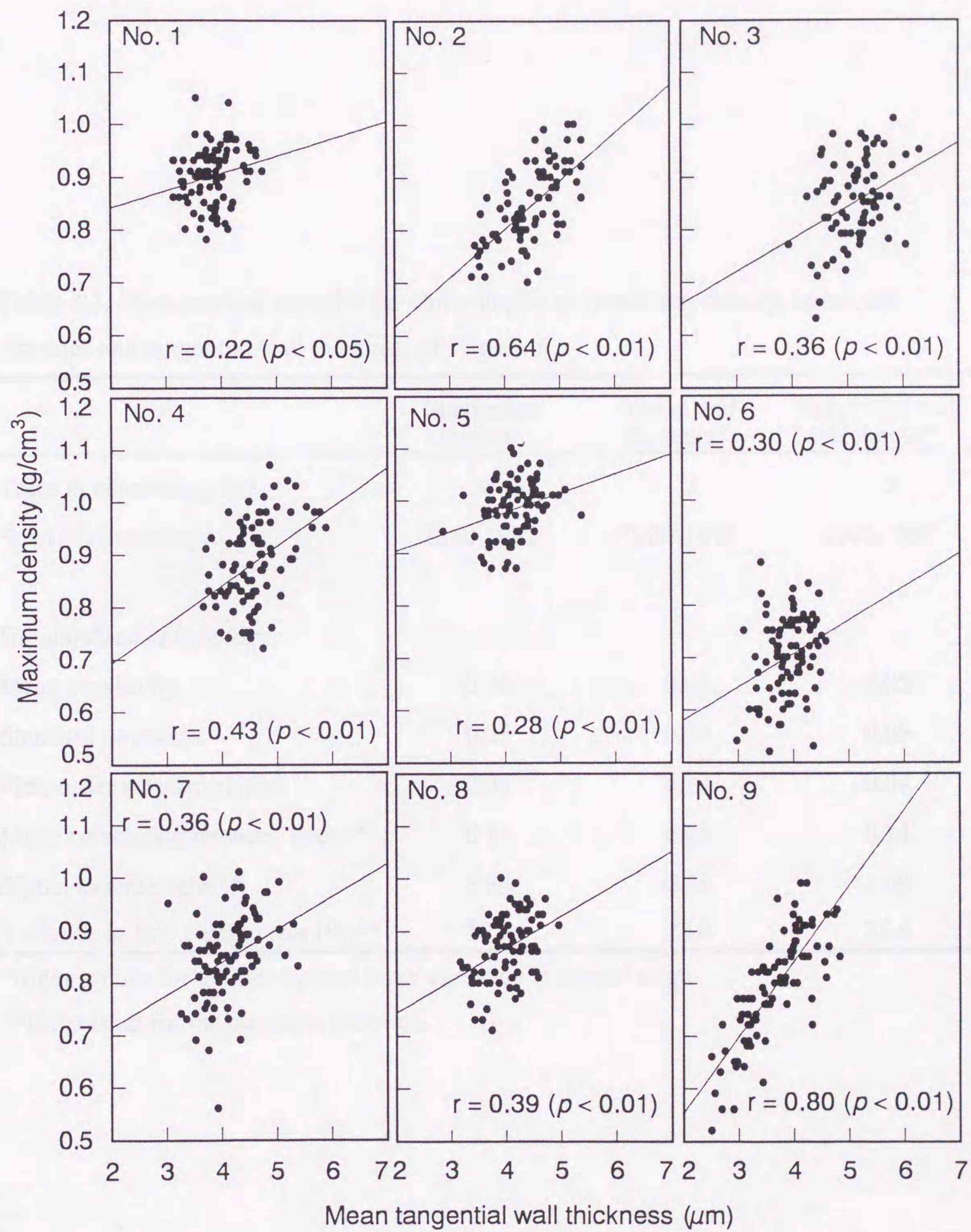


Fig. 4.7. Correlation between mean tangential wall thickness of the last formed three tracheids and maximum densities.

Table 4.2. Summary of statistics for chronologies of maximum density, radial cell diameter and tangential wall thickness of *P. glehnii* .

	Maximum density	Radial cell diameter*	Tangential wall thickness*
Trees in chronology (n)	38	9	9
Span of chronology	1560-1991	1900-1990	1900-1990
<i>Standardized chronology</i>			
Mean sensitivity	0.04	0.04	0.05
Standard deviation	0.05	0.04	0.05
First-order autocorrelation	0.36	0.14	-0.04
Mean correlation between trees**	0.14	0.04	0.14
Signal to noise ratio**	3.84	0.38	1.69
Variance in first eigenvector (%)**	18.5	23.0	25.4

*Mean values for the last formed three tracheids in annual rings.

**Calculated for the common intervals.

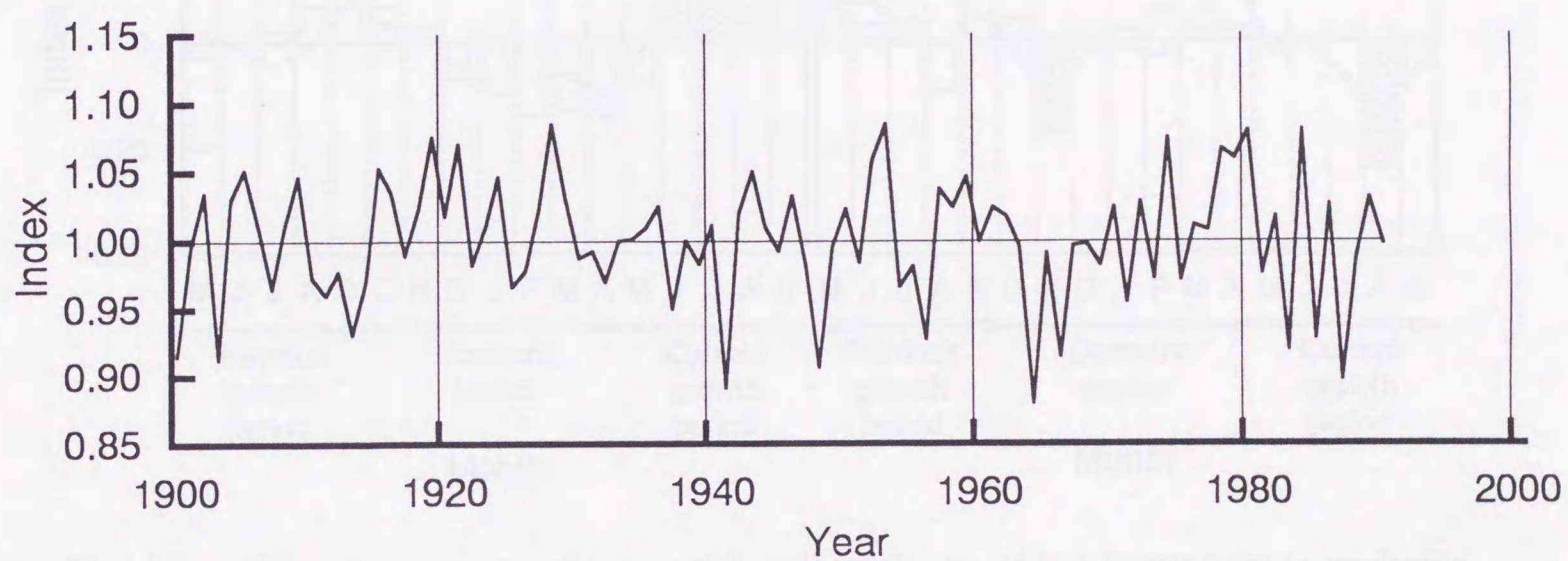


Fig. 4.8. Standardized chronology for tangential wall thickness of *P. glehnii* at Teshio in northern Hokkaido. The tangential wall thickness are mean value for the last formed three tracheids in annual rings.

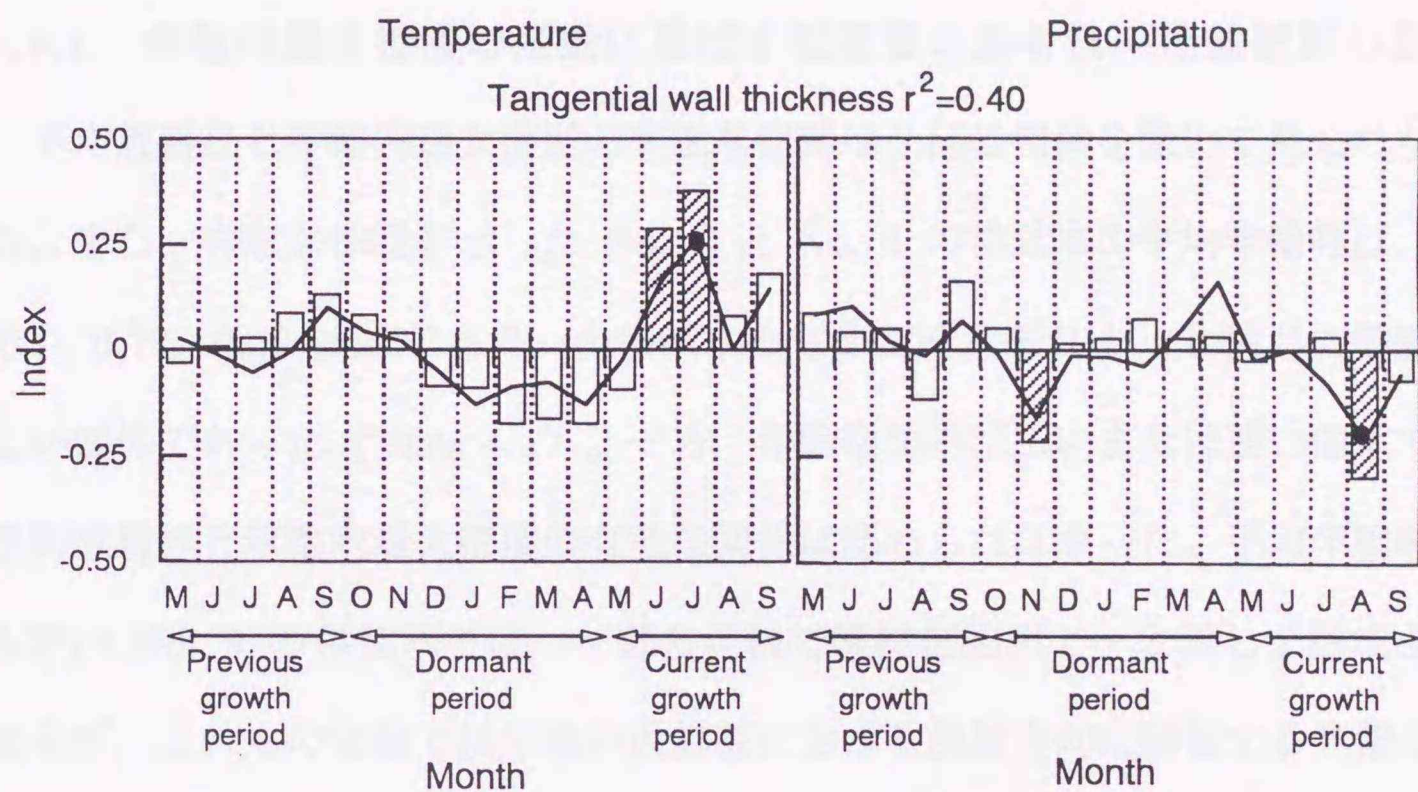


Fig. 4.9. Climatic response of tangential wall thickness of last formed three tracheids in annual rings of *P. glehnii* at Teshio in northern Hokkaido, obtained from response function (lines) and simple correlations (columns), calculated for the period from 1900 to 1991. The shaded columns and circles indicate significant variables ($p < 0.05$). Value of r^2 is the squared multiple-correlation coefficient of the regression equation of the response function.

れた。また、単相関分析において、当年6月の月平均気温と正の相関が、前年11月の月降水量と負の相関が認められた。

4.4 考察

4.4.1 年輪内最大密度の変動に及ぼす仮道管の放射径・接線壁厚の影響

平均放射径と年輪内最大密度の有意な相関は一部の個体を除いて見られなかった。また、有意な相関を示した No. 4 と No. 8 の供試木の平均年輪幅は、それぞれ 0.77, 0.50 mm であり、全供試木のなかでそれぞれ 4, 8 番目に年輪幅が広い個体であった (Table 4.1)。一方、年輪幅が特に広いまたは狭い個体では、平均放射径と年輪内最大密度の有意な関係は認められなかった。平均年輪幅が最も狭い No. 9 の供試木では、一部の年輪で晩材細胞が 1～2 個しか形成されておらず、これらの年輪では年輪の最終部における放射方向に隣接する 3 個の仮道管の平均放射径が大きくなった。平均放射径が大きいこれら一部の年輪では年輪内最大密度が低い傾向が見られたが (Fig. 4.6), 供試木内の年輪を対象にした場合には、平均放射径と年輪内最大密度の有意な相関が認められなかった。したがって、平均放射径と年輪内最大密度の関係に対して平均年輪幅の影響はないと考えられた。以上の結果より、年輪内最大密度の変動に対する平均放射径の寄与が非常に小さいことが明らかになった。一方、平均接線壁厚と年輪内最大密度の関係では、有意な相関関係が全ての個体において認められた。したがって、年輪幅の広狭に関わらず、年輪内最大密度の変動は主に年輪の最終部における放射方向に隣接する 3 個の仮道管の接線壁厚の変動に影響されると言える。

4.4.2 年輪後半部に位置する仮道管の放射径・接線壁厚の変動に及ぼす気候因子の影響

年輪最終部の3個の仮道管の平均放射径・平均線壁厚のクロノロジーの作成を試みたところ、平均放射径では個体間平均相関係数が非常に低く、時系列変動の個体間の共通性がほとんどないことが示唆された。したがって、平均放射径クロノロジーは成立しないと判断した。時系列変動の個体間の共通性がほとんど無いことは、年輪後半部に位置する仮道管の放射径の変動には気候因子に代表されるような個体に共通して影響を与える環境因子の影響が大きく寄与していないことを示唆している。

一方、平均接線壁厚クロノロジーでは、個体間平均相関係数が年輪内最大密度クロノロジーと同様の値をとり、個体間に共通して影響を与える環境因子が接線壁厚の変動に寄与していることが示唆された。

作成した平均接線壁厚クロノロジーと気候因子の関係を解析したところ、平均接線壁厚の変動には当年夏期の気温が正に、8月の月降水量が負に寄与しており、年輪内最大密度と同様に、接線壁厚の変動には当年夏期の気候が関与していることが示唆された。さらに、気候因子によって説明される変動の割合は、年輪内最大密度における29%に対し、40%と高かったことから、接線壁厚は年輪内最大密度よりも気候因子に対して敏感に反応していると言える。この結果は、前節で確かめられた、「年輪内最大密度の変動が年輪後半部に位置する仮道管の接線壁厚の変動に大きく影響されていること」を支持している。したがって、年輪後半部に位置する仮道管の分化・成熟時期である夏期の気温が正に、降水量が負に細胞壁肥厚の程度に寄与し、その結果として年輪内最大密度が変動することが明らかとなった。

細胞壁厚の変動に対して夏期の気温と降水量が寄与する過程を、既往の報告と併せて以下に考察した。これまでの研究では、樹木の木部細胞の細胞径や細胞壁厚などの形態の変化は、日照量・気温・水不足などの環境因子が木部細胞の分

裂・分化・成熟過程に対して直接的に、または樹冠における光合成活動や植物ホルモンバランスを介して間接的に影響した結果生じることが知られている（たとえば、Larson 1969 ; Denne and Dodd 1981）。細胞壁の肥厚に及ぼす気温の直接的な影響として、Denne (1971) は、ヨーロッパアカマツの苗木において、気温の上昇は仮道管の径の拡大速度・壁肥厚の速度を上昇させることを報告している。Wodzicki (1971) は、ヨーロッパアカマツの成木についても細胞径の拡大速度・壁肥厚の速度と日平均気温の間に正の相関があることを報告している。しかし、気温の上昇によって細胞径の拡大・壁肥厚の速度が上昇するが、細胞径の拡大や壁肥厚の持続期間は短くなり、結果的には仮道管の径や細胞壁厚に対する気温の直接的な影響は相対的に小さくなることが報告されている（Denne 1971 ; Denne and Dodd 1981）。一方、Denne (1974, 1976) , Skene (1969) は、壁厚が厚くなるのは光合成生産物の長期にわたる供給により細胞壁の肥厚期間が持続した結果であり、壁物質の蓄積速度が低下しても細胞壁の肥厚期間が長くなることにより壁厚が厚くなることを報告している。したがって、アカエゾマツの年輪後半部に位置する仮道管の細胞壁厚に対して夏期の気温の正の寄与が認められたことは、夏期の高い気温によって光合成が促進され、光合成生産物が壁物質の堆積に対して長期にわたり供給された結果、細胞壁厚が厚くなることを表していると推察される。

8月の月降水量と細胞壁厚の負の相関は、降水の直接的な影響よりも、むしろ月降水量と高い負の相関関係を持つ月日照時間の影響によるものと考えられる。これまでの研究では、仮道管の壁肥厚に対し水ストレスが影響を与え、結果として降水量との正の相関が見られることが多く報告されている（Fritts 1976 ; Kramer and Kozlowski 1979 ; Park 1990）。ところが、本研究では年輪後半部に位置する仮道管の接線壁厚は降水量と負の相関を示し、過度の降水が細胞壁の肥厚

を制限するとも解釈できる。しかし、過度の降水が細胞壁肥厚を制限するとの報告例は見られない。一方、1891～1980年 ($n = 90$) の旭川における8月の月日照時間と月降水量は $r = 0.52$ ($p < 0.0001$) と強い負の相関を示し、日照時間が細胞壁厚の変動に関与している可能性がある。ただし、月日照時間のデータの均質性は検証されていない。これまで、日照量が少ない場合には、日照量が多い場合に比べて早期に形成層活動が停止し、細胞壁厚も薄くなることが報告されている (Denne 1974)。さらに、日照時間の減少が細胞壁厚の急激な低下を招くことや (Denne and Smith 1971)、成長期の途中に日照時間や日照量を制限すると、その後形成される仮道管の細胞壁厚が一時的に減少することが報告されている (Smith 1974, 1976; Denne 1976)。これらの研究では、日照時間や日照量の減少が光合成生産力を制限し、分化・成熟過程にある木部細胞への光合成生産物の供給が減少することで細胞壁厚が減少すると結論づけられている (Smith 1974, 1976; Denne 1976; Denne and Dodd 1981)。天塩地方演習林でのアカエゾマツの形成層活動の季節変化の観察結果より、年輪の最後に形成される仮道管の拡大の終了は8月中旬に、細胞壁肥厚の終了は9月下旬に確認されていることから (安江ら 1994)、年輪後半部に位置する仮道管の細胞壁の肥厚は8月から9月にかけて行われていると推定される。したがって、月降水量と負の相関を持つ8月の日照時間が少なくなることによって樹冠における光合成が制限され、細胞壁肥厚の過程にある年輪後半部に位置する仮道管への光合成生産物の供給が減少することによって薄い細胞壁になると考えられる。

考察を整理すると、夏期の気候条件が樹冠における光合成に影響し、光合成生産物の供給量が制限されることによって年輪後半部に位置する仮道管の細胞壁厚が変動し、その結果として年輪内最大密度が変動していると考えられる。

本研究での結果は、カナダ西部に生育するダグラスファーの晩材平均密度と夏

期の気温が正の相関を、降水量が負の相関を示し、温暖乾燥・冷涼湿潤と対照的な夏の気候条件下で形成された2年分の年輪では、晩材平均密度の違いは仮道管の接線壁厚の違いに起因すること（Heger et al. 1974）と同様な結果を示した。年輪内最大密度と晩材平均密度の違いはあるものの、本研究で用いたアカエゾマツとカナダ西部に生育するダグラスファーにおいて、同様な気候因子との統計的な関係と細胞壁厚の寄与が見られた。このことは、気候因子が仮道管の分化・成熟過程に影響を与え、その結果として年輪内最大密度が変動するしくみが、北海道に生育するアカエゾマツ独自のものではなく、普遍性をもつことを示唆している。よって、これまで高緯度地域や高山帯で報告されている、針葉樹の年輪内最大密度と夏期または成長期の気温との高い正の相関関係は、本研究でのアカエゾマツの場合と同様に、気温が光合成生産物の仮道管への供給量に影響し、その結果として細胞壁厚が変動していることが原因と予想される。

本章では、針葉樹の年輪内最大密度が気候変動に伴って変動する原因を、仮道管の放射径や接線壁厚の変動と関連づけてはじめて明らかにした。年輪内最大密度が変動する原因を仮道管の放射径や接線壁厚の変動と関連づけて明らかにしたことにより、年輪内最大密度を気候復元に用いることに生理学的な観点からも合理性があることが証明された。

第5章 北海道北部における1750年以降の気候復元

5.1 緒言

第2章でアカエゾマツの年輪幅と年輪内最大密度およびヤチダモの年輪幅のクロノロジーを作成し、第3章でそれぞれの指標と気候因子の関係を統計的に明らかにした。さらに第4章では、アカエゾマツの年輪内最大密度が変動する原因を年輪後半部に位置する仮道管の分化・成熟過程に及ぼす気候因子の影響から考察した。以上の結果から、作成したクロノロジーが気候変動を反映していることが確認できた。そこで、本章では、これらのクロノロジーを用いて北海道北部の気候復元を行うことを目的とする。

気候復元を行うには、1つの気候因子（ある月の月平均気温または月降水量）を従属変数、複数のクロノロジーを独立変数とする重回帰式である気候復元モデル式（transfer function）を作成する必要がある。本研究では、8系列のクロノロジーを作成したが、泥川でのヤチダモの年輪幅クロノロジーは年数が175年と少なかったのを除き、7系列のクロノロジーを用いて気候データの存在する1899～1990年を対象とした気候復元モデル式の作成を行う。復元に用いる7系列のクロノロジーは共通に1750年までの期間を含んでいるので、作成した気候復元モデル式にクロノロジーを代入することで気候データの存在しない1750～1898年の期間の気候が推定できる。

重回帰式である気候復元モデル式はどのような独立変数と従属変数の組み合わせに対しても作成できるため、作成した気候復元モデル式を気候復元に用いることの可否を確認する必要がある。一方、推定された気候データに対応する機器観測データがない期間では、推定された気候データが正しいかどうか直接的に判定するのは不可能である。そこで、年輪気候学的研究では気候復元モデル式を機器

観測データがない期間に適用するための条件として、気候復元モデル式で表される気候因子と年輪幅や年輪内最大密度の関係が生理学的な観点からの合理性を持つと共に、過去から現在にわたって恒常的に成立することを証明する必要がある（Fritts 1976 ; Gordon 1982 ; Fritts et al. 1990）。前章までの知見から、年輪幅や年輪内最大密度の変動に対して気候因子が寄与していること、さらにその関係が生理学的な観点からの合理性を持つことを明らかにしてきた。そこで、本章ではさらに、気候復元モデル式で表される気候因子とクロノロジーの関係が恒常的に成立することを証明するための統計的な検証（verification, Fritts 1976）をおこない、気候復元モデル式の有効性を確かめたうえで気候復元を行った。

5.2 方法

5.2.1 気候復元モデル式の作成

本研究での復元の対象として、レスポンスファンクション解析と単相関分析において複数の年輪幅や年輪内最大密度のクロノロジーと強い関係が認められている当年の6～9月の月平均気温と当年8月の月降水量を選択した（Fig. 5.1）。よって、気候復元モデル式は、6～9月の平均気温または8月の月降水量（1変数）を従属変数、複数のクロノロジーを独立変数とする重回帰式である。各クロノロジーには高い1次自己相関が認められ（Table 2.2）、 t 年の年輪幅指数または年輪内最大密度指数は $t-1$ 年以前の成長量の影響を受けていることを示している。すなわち、 t 年の気候因子が t 年の年輪幅指数または年輪内最大密度指数に対して与えた影響は、 $t+1$ 年の指数にも反映されている（Fritts 1976 ; Lofgren and Hunt 1982）。したがって、本研究では、 t 年と $t+1$ 年の年輪幅および年輪内最大密度のクロノロジー（14系列）を独立変数の候補とした。

独立変数として用いることが出来るクロノロジーは14（ 7×2 ）系列であるが、

Temperature

		Month																
		Previous year						Current year										
		May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.
<i>P. glehnii</i>																		
Ring width	Teshio																	
	Dorokawa																	
	Moshiri																	
Maximum density	Teshio																	
	Dorokawa																	
	Moshiri																	
<i>F. mandshurica</i> var. <i>japonica</i>																		
Ring width	Butokamabetsu																	

Precipitation

		Month																
		Previous year						Current year										
		May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.
<i>P. glehnii</i>																		
Ring width	Teshio													●				
	Dorokawa																	
	Moshiri																	
Maximum density	Teshio																○	
	Dorokawa								○							○		
	Moshiri								○					○			○	
<i>F. mandshurica</i> var. <i>japonica</i>																		
Ring width	Butokamabetsu					○										●		

● Both response function and simple correlation show positive relationships with significance of $p < 0.05$

- : Both response function and simple correlation show positive relationships with significance of $p < 0.05$.
- : Either response function or simple correlation shows positive relationships with significance of $p < 0.05$.
- : Both response function and simple correlation show negative relationships with significance of $p < 0.05$.
- : Either response function or simple correlation shows negative relationships with significance of $p < 0.05$.

Fig. 5.1. Schematic diagrams of response functions and simple correlations for ring widths and maximum densities. Frames show relationships between chronologies and climatic variables used for reconstruction.

全てを気候復元モデル式の独立変数として用いると、目的とする気候因子と相関のない系列もモデルに含まれてしまい、復元精度が低下することが予想される。また、一つのクロノロジーにも複数の気候因子の影響に起因する変動が含まれている。したがって、全14系列のクロノロジーをそのまま用いることは好ましくないと考えられる。そのため、一般に、年輪気候学的研究においては、気候復元モデル式の作成にあたって複数の変数のなかから目的とする気候因子による変動を取り出すための変数の選択を行う（Fritts 1976 ; Lofgren and Hunt 1982 ; Guiot 1990）。変数の選択方法として、1) 主成分分析、2) ステップワイズ重回帰分析、3) レスポンスファンクション解析や相関分析、の結果を用いる三つの方法があり、一つの方法を単独で、または二つ以上の方法を組み合わせて用いることにより変数の選択を行う。主成分分析を用いる方法では、複数のクロノロジーを主成分に分解し、一定の固有値や累積寄与率を満たす主成分のみを選択する（Fritts 1976 ; Robertson and Jozsa 1988）。この方法は、多くのクロノロジーを対象とする場合やクロノロジー間の相関が高い場合に用いられる。ステップワイズ重回帰分析を用いる方法では、全てのクロノロジーを対象として気候因子との間で変数増減法による重回帰分析を行い、重回帰式に選択された変数を用いる（Fritts 1976）。レスポンスファンクション解析や単相関分析を用いる方法では、クロノロジーと気候因子の間にレスポンスファンクション解析や単相関分析を行い、目的とする気候因子との相関関係が認められるクロノロジーを選択する（Hughes et al. 1994）。

本研究では、クロノロジーによって相関を示す気候因子が大きく異なるので、まず第1段階の選択を行い、復元対象とする気候因子と関係のない系列を取り除いた。第1段階の選択として、ステップワイズ重回帰分析またはレスポンスファンクション解析などの結果を用いる2つの方法があるが、ステップワイズ重回帰

分析では独立変数間に相関がある場合に特定の独立変数のみが選択される性質がある。たとえば、アカエゾマツの年輪内最大密度のように3つの生育地でのクロノロジーの間に相関がある場合には、1つのクロノロジーのみが選択され、残り2つのクロノロジーが気候復元に反映されなくなる可能性がある。そこで、第1段階の変数選択の基準としてレスポンスファンクション解析と単相関分析の結果を用いることとし、当年6～9月の月平均気温または当年8月の月降水量と有意な相関を示すクロノロジーを選択した。

さらに、各クロノロジーの変動には複数の気候因子の影響による変動が含まれているため、6～9月の平均気温または8月の月降水量に起因する変動を分離する必要がある。そこで、第2段階の選択を主成分分析の結果を用いて行った。第2段階の選択では、第1段階で選択された変数に対して主成分分析を行い、誤差と仮定できる寄与率の低い主成分を除いたうえで気候復元モデル式の独立変数として用いた。主成分の選択基準としてPVP基準（Guiot 1985, 1990）（第3章参照）を用いた。Briffa et al. (1983), Guiot (1985) は、実際に気候復元モデル式の作成を行う際にほかの主成分の選択基準と比較し、PVP基準が有効であることを確かめている。

6～9月の平均気温と8月の月降水量のそれぞれに対する復元モデル式について以上に述べた2段階の変数選択を行い、選択された主成分の主成分得点を独立変数、6～9月の平均気温または8月の月降水量を従属変数とする重回帰分析を行い、得られた重回帰式をそれぞれの復元モデル式とした。

5.2.2 気候復元モデル式の検証

検証では気候データが存在する期間において常に気候復元モデル式における関係式が成り立つことを証明する。その手順を以下に述べる（Fig. 5.2）。まず、

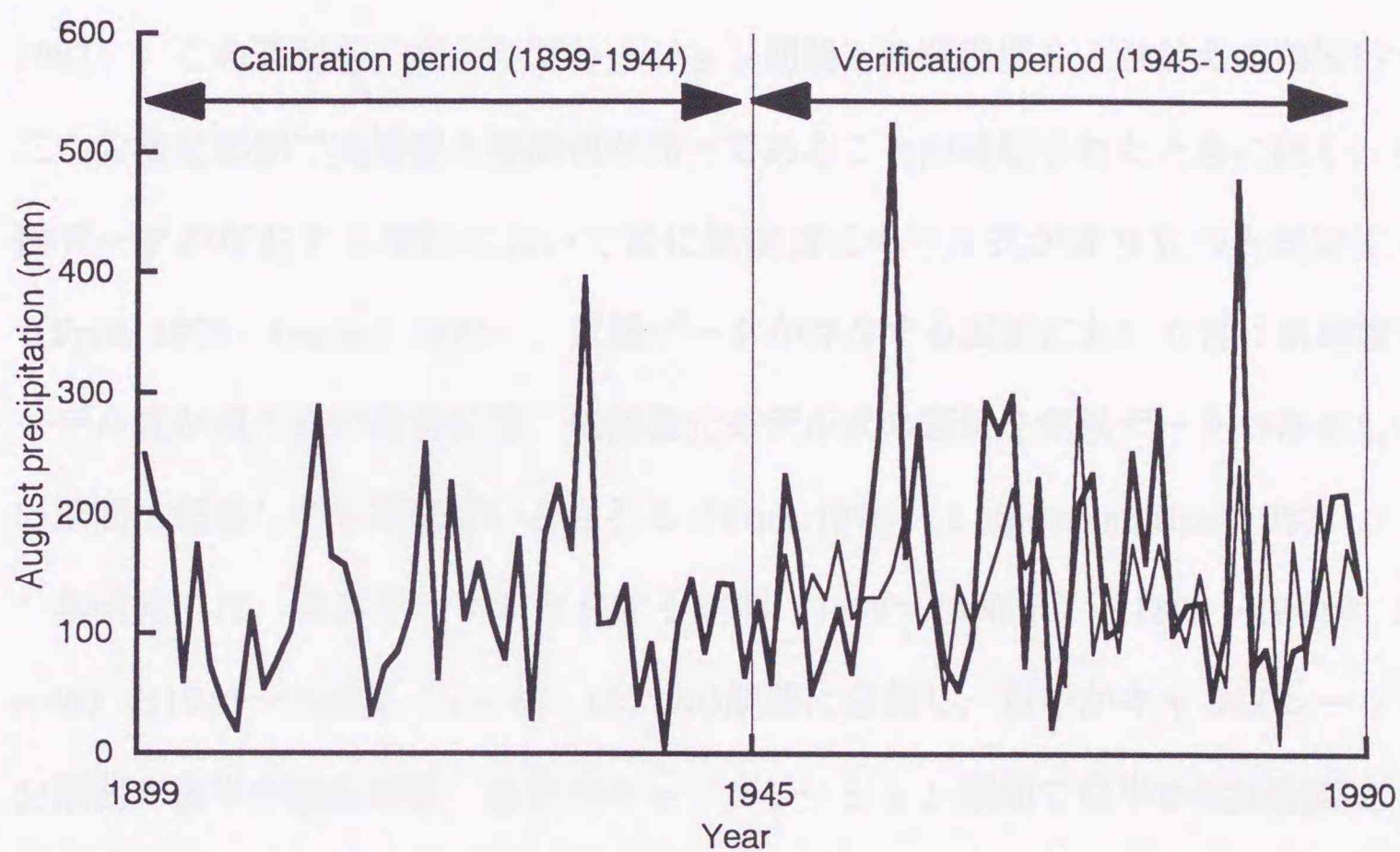


Fig. 5.2. An example for verification of reconstruction model. The full period (1899–1990) is divided into calibration period (1899–1944) and verification period (1945–1990). The estimated series based on the model calibrated for the calibration period (thin line) is verified by comparison with actual series (thick line) for verification period.

気候データが存在する期間を2等分し、一方をキャリブレーション期間 (calibration period)、他方を検証期間 (verification period) とする。次に、キャリブレーション期間を対象として作成した気候復元モデル式に独立変数を代入することにより、検証期間の気候データの推測値を算出する。最後に、検証期間における実測値と推測値が同一であることを統計的に証明する (Fritts 1976; Gordon 1982)。この過程を、キャリブレーション期間と検証期間を入れ替えて再度行う。二つの検証期間で実測値と推測値が同一であることが証明されたときに限り、気候データが存在する期間において常に気候復元モデル式が成り立つと規定する (Fritts 1976; Gordon 1982)。気候データが存在する期間において常に気候復元モデル式が成り立つ場合には、気候復元モデル式の適用を気候データが存在しない期間に延長しても問題ないとされる (Fritts 1976; Lofgren and Hunt 1982)。

本研究では、気候データが存在する期間 (1899~1990年) を1899~1944年 ($n = 46$) と1945~1990年 ($n = 46$) の2つの期間に分割し、前半がキャリブレーション期間で後半が検証期間、後半がキャリブレーション期間で前半が検証期間となる2通りについてそれぞれ検証を行った (Fig. 5.2)。

実測値と推測値の一致性の検定を行うにあたり、年輪気候学において一般に用いられている相関係数、サインテスト (sign test), reduction of error (以下 RE と略記) の3つの統計量を用いた (Fritts 1976; Gordon 1982; Fritts et al. 1990)。

サインテストでは、 t 年における実測値 Y_t と推測値 $\hat{Y}_t$ が共に、検証期間におけるそれぞれの平均値より高いまたは低い場合には +1、一方が平均値より高く、他方が低い場合には -1 とし、2種の整数値しかとらない二分変数に変換する。ここで、正の値 (+1) が出現する確率は二項分布にしたがうことを用いて検定を行う。サインテストで有意であることは、ある年における実測値と推測値の平均値に対する大小関係の傾向が一致する頻度が無作為である場合に比べて有

意に高いことを示す (Fritts 1976 ; Gordon 1982 ; Fritts et al. 1990) 。REの計算にあたり、検証期間における実測値 Y_t と推測値 $\hat{Y}_t$ の差の平方和を SSR 、検証期間における実測値 Y_t とキャリブレーション期間の実測値の平均値 $\bar{Y}$ の差の平方和を SSE とおくと、

$$SSR = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (5.1)$$

$$SSE = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (5.2)$$

$$RE = 1.0 - \frac{SSR}{SSE} \quad (5.3)$$

として求められる (Fritts 1976) 。キャリブレーション期間の実測値の平均値 ($\bar{Y}$) と実測値 (Y_t) の当てはまりに比べ、推測値 ($\hat{Y}_t$) と実測値 (Y_t) の当てはまりが良ければ $SSR < SSE$ となり、RE は 0 より大きくなる。つまり、 $RE > 0$ のとき、復元モデル式による推測値はキャリブレーション期間の実測値の平均値に比べてより有効に実測値を説明していることになる (Fritts et al. 1990) 。RE は、気候復元モデル式を診断するうえで検証期間における実測値と推測値の関係をキャリブレーション期間の値と関連づけて評価できる点で有効であり、信頼性に対して敏感である (Fritts 1976 ; Fritts et al. 1990) 。

5.3 結果

5.3.1 気候復元モデル式の作成

a. 6～9月の平均気温の復元モデル式

6～9月の平均気温の復元モデル式の作成を行うにあたり、第1段階の選択と

して、レスポンスファンクション解析または単相関分析で当年6～9月の月平均気温のいずれかと有意な相関を示した5系列のクロノロジー（アカエゾマツでは、天塩の年輪幅、天塩・泥川・母子里の年輪内最大密度、ヤチダモでは、ブトカマベツの年輪幅のクロノロジー、Fig. 5.1），およびその1年後ろにずらした系列の計10系列を選択した。第2段階の選択として、10系列に対して主成分分析を行い、固有値の積が1より大きくかつ最も1に近くなった時点での第8主成分までを気候復元モデル式に用いる独立変数として選択した（Table 5.1b）。第1段階で選択した10系列に対する固有ベクトルと主成分分析の結果を Table 5.1a, b に示す。

6～9月の平均気温を従属変数、第1主成分～第8主成分の主成分得点を独立変数として1899～1990年を対象に重回帰分析を行った。得られた重回帰式は、 t 年における6～9月の平均気温を Tjs_t 、第 n 主成分の主成分得点を PCn_t とおくと、

$$\begin{aligned} Tjs_t = & 0.32PC1_t + 0.28PC2_t - 0.08PC3_t + 0.07PC4_t \\ & + 0.01PC5_t + 0.18PC6_t + 0.16PC7_t - 0.23PC8_t \\ & + 18.03 \end{aligned} \quad (5.4)$$

で表された。式 5.4 における主成分得点を元の年輪幅指数と年輪内最大密度指数の系列に変換した6～9月の平均気温の復元モデル式は、

$$\begin{aligned} Tjs_t = & 0.04Trw_t - 0.23Trw_{t+1} + 0.28Tmxd_t + 0.16Tmxd_{t+1} \\ & + 0.24Dmxd_t + 0.05Dmxd_{t+1} + 0.11Mmxd_t \\ & + 0.01Mmxd_{t+1} + 0.24Brw_t + 0.08Brw_{t+1} + 18.03 \end{aligned} \quad (5.5)$$

である。ここで、 t 年の天塩（T），泥川（D），母子里（M），ブトカマベツ（B）における年輪幅指数（rw）および年輪内最大密度指数（mxd）はそれぞれ

Table 5.1a. Eigenvectors of principal components for the variables for reconstruction model of summer (June to September) temperature.

P C	Eigenvector									
	Trw _t	Trw _{t+1}	Tmxd _t	Tmxd _{t+1}	Dmxd _t	Dmxd _{t+1}	Mmxd _t	Mmxd _{t+1}	Brw _t	Brw _{t+1}
1	0.35	0.34	0.40	0.39	0.33	0.28	0.17	0.13	0.30	0.36
2	-0.32	-0.46	0.11	-0.40	0.39	0.14	0.35	-0.26	0.27	0.29
3	-0.37	-0.17	-0.44	0.28	0.16	0.51	-0.17	0.49	-0.05	0.10
4	0.02	-0.19	0.25	0.05	-0.09	-0.07	0.67	0.48	-0.41	-0.19
5	-0.13	-0.03	-0.17	0.08	-0.47	-0.43	0.15	0.30	0.49	0.44
6	-0.23	0.01	-0.01	0.31	0.38	-0.34	0.06	0.06	0.45	-0.62
7	0.67	-0.57	-0.06	-0.16	0.08	-0.01	-0.24	0.29	0.22	-0.12
8	0.21	0.50	-0.50	-0.52	0.21	0.04	0.30	0.20	0.11	-0.09
9	0.11	-0.08	-0.13	0.13	-0.49	0.53	0.33	-0.32	0.33	-0.33
10	-0.26	0.18	0.52	-0.44	-0.22	0.24	-0.28	0.38	0.25	-0.20

Note: The study sites (Teshio, Dorokawa, Moshiri, Butokamabetsu) are abbreviated in capitals (T, D, M, B). Ring width and maximum density are abbreviated as rw and mxd, respectively.

Table 5.1b. Results of principal component analysis on the variables for reconstruction model of summer (June to September) temperature.

P C	Eigenvalue	Products of Eigenvalues	Explained variance (%)	Cumulative explained variance (%)
1	2.36	2.36	23.56	23.56
2	1.55	3.65	15.49	39.06
3	1.44	5.27	14.44	53.49
4	1.16	6.10	11.57	65.06
5	1.09	6.67	10.93	75.99
6	0.61	4.07	6.10	82.09
7	0.58	2.34	5.75	87.85
8	0.47	1.11	4.73	92.58
9	0.39	0.44	3.94	96.52
10	0.35	0.15	3.48	100.00

Trw_t , $Tmxd_t$, Drw_t ,と表す。復元モデル式において、アカエゾマツにおける天塩の $t+1$ 年の年輪幅指数, 天塩・泥川の t 年の年輪内最大密度指数, ヤチダモにおけるブトカマベツの t 年の年輪幅指数に対する係数が, それぞれ -0.23 , 0.28 , 0.24 , 0.24 と大きかった。実測値と推測値の自由度調整済み決定係数 (R^2_{adj}) は 0.30 であった。

b. 8月の月降水量の復元モデル式

同様に, 8月の月降水量の復元モデル式の作成を行った。第1段階の選択で, レスポンスファンクション解析または単相関分析で当年8月の月降水量と有意な相関を示すアカエゾマツの3つの生育地における年輪内最大密度の3系列のクロノロジー (Fig. 5.1), およびその1年後ろにずらした系列の計6系列を選択した。さらに, 第2段階の選択として6系列に対して主成分分析を行い, 固有値の積が1より大きくかつ最も1に近くなった時点での第5主成分までを気候復元モデル式に用いる独立変数として選択した (Fig. 5.2b)。第一段階で選択した6系列に対する固有ベクトルと主成分分析の結果を Table 5.2a, b に示す。

8月の月降水量を従属変数, 第1主成分～第5主成分の主成分得点を独立変数として1899～1990年を対象に重回帰分析を行なった。 t 年における8月の月降水量を Pa_t とおくと,

$$Pa_t = -12.55PC1_t - 22.07PC2_t - 36.30PC3_t - 28.11PC4_t + 11.33PC5_t + 141.82 \quad (5.6)$$

と表される。ここで, 式 5.6 における主成分得点を元の年輪幅指数と年輪内最大密度指数の系列に変換した8月の月降水量の復元モデル式は,

Table 5.2a. Eigenvectors of principal components for the variables for reconstruction model of August precipitation.

P C	Eigenvector					
	Tmx _{d_t}	Tmx _{d_{t+1}}	Dmx _{d_t}	Dmx _{d_{t+1}}	Mmx _{d_t}	Mmx _{d_{t+1}}
1	0.37	0.43	0.51	0.51	0.29	0.29
2	0.51	-0.43	0.24	-0.20	0.43	-0.52
3	0.24	0.20	-0.45	-0.45	0.53	0.47
4	-0.51	-0.57	0.14	0.25	0.48	0.34
5	-0.20	0.09	0.68	-0.66	-0.11	0.21
6	0.50	-0.51	0.01	0.03	-0.47	0.52

Note: The study sites (Teshio, Dorokawa, Moshiri, Butokamabetsu) are abbreviated in capitals (T, D, M, B). Ring width and maximum density are abbreviated as rw and mx_d, respectively.

Table 5.2b. Results of principal component analysis on the variables for reconstruction model of August precipitation.

P C	Eigenvalue	Products of Eigenvalues	Explained variance (%)	Cumulative explained variance (%)
1	1.78	1.78	29.73	29.73
2	1.42	2.53	23.62	53.35
3	1.15	2.92	19.23	72.58
4	0.80	2.34	13.38	85.96
5	0.45	1.06	7.51	93.47
6	0.39	0.41	6.53	100.00

$$\begin{aligned}
Pa_t = & -12.71Tmxd_t + 14.01Tmxd_{t+1} + 8.38Dmxd_t \\
& -0.07Dmxd_{t+1} - 46.82Mmxd_t - 16.15Mmxd_{t+1} \\
& +141.82
\end{aligned}
\tag{5.7}$$

である。復元モデル式において、アカエゾマツにおける母子里の t 年および $t+1$ 年の年輪内最大密度指数に対する係数が、それぞれ、 -46.82 、 -16.15 と大きかった。実測値と推測値の自由度調整済み決定係数 (R^2_{adj}) は 0.26 であった。

5.3.2 気候復元モデル式の検証

6～9月の平均気温と8月の月降水量の復元モデル式の検証結果を Table 5.3 にそれぞれ示す。6～9月の平均気温の復元モデル式では、前半と後半のキャリブレーション期間に対して作成したモデルの両方について、検証期間での相関係数、サインテスト、RE のいずれも $p < 0.05$ で有意な値を示した。8月の月降水量の復元モデル式では、前半のキャリブレーション期間に対して作成したモデルについて、検証期間での相関係数、サインテスト、RE のいずれも $p < 0.05$ で有意な値を示した。後半のキャリブレーション期間に対して作成したモデルでは、検証期間での相関係数、RE は $p < 0.05$ で有意な値であったが、サインテストでは有意な値が得られなかった。

5.3.3 北海道北部における1750年以降の6～9月の平均気温と8月の月降水量の復元

作成した気候復元モデル式にクロノロジーを代入し、1750～1990年の6～9月の平均気温と8月の月降水量を復元した (Fig. 5.3)。気候データの存在する1899～1990年での決定係数は、それぞれ 30% 、 26% であった。

復元した6～9月の平均気温と8月の月降水量を比較すると、夏期の平均気温が高い時期には8月の月降水量が少なく、逆に、夏期の平均気温が低いときには

Table 5.3. Verification statistics for the reconstruction models.

Model	Calibration period	R^2_{adj}	Verification period	r	Sign test (+/-)	RE
Summer (Jun.-Sep.) temperature						
Full	1899-1990	0.30	-	-	-	-
Early	1899-1944	0.36	1945-1990	0.42*	34/14*	0.10*
Late	1945-1990	0.20	1899-1944	0.47*	30/16*	0.23*
August precipitation						
Full	1899-1990	0.26	-	-	-	-
Early	1899-1944	0.30	1945-1990	0.44*	31/15*	0.20*
Late	1945-1990	0.21	1899-1944	0.52*	29/17	0.24*

R^2_{adj} , explained variance adjusted by degree of freedom; r, correlation coefficient.

* Significant at $p < 0.05$

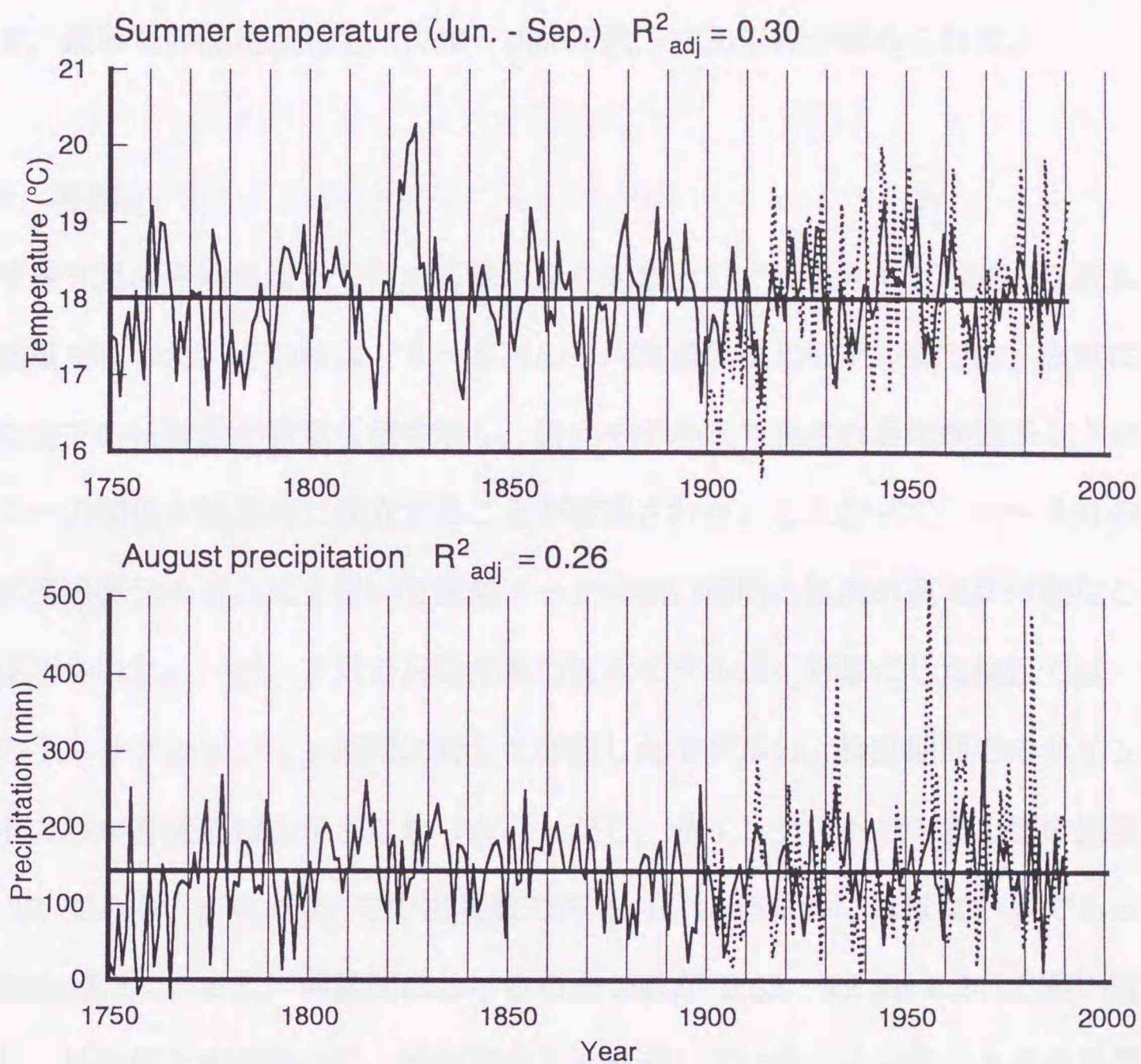


Fig. 5.3. Reconstructed summer (June to September) temperature and August precipitation since A.D. 1750 at northern Hokkaido based on the chronologies of ring widths and maximum densities of *P. glehnii* and ring width of *F. mandshurica* var. *japonica* (thin lines). Dotted lines are actual temperature and precipitation. Horizontal lines are mean of actual temperature and precipitation for the period from 1899 to 1990.

降水量が多い傾向が見られた。6～9月の平均気温より判断して、顕著な低温期が、1760年代後半～1780年代、1810年代、1830年代後半、1860年代後半～1870年代に認められ、また同時期の8月の月降水量は通常に比べて多い傾向を示した。一方、顕著な高温期として、1790～1800年代、1820年代が認められた。

5.4 考察

6～9月の平均気温と8月の月降水量を対象として、復元モデル式の作成および検証を行った。その結果、6～9月の平均気温の復元モデル式では、検証に用いた全ての統計量が有意な値を示し、復元モデル式で表される気候因子とクロノロジーの関係が恒常的に成立することが確認された。したがって、6～9月の平均気温の復元モデル式を用いて気候データの無い期間の気温の復元が可能なことが証明された。一方、8月の月降水量の復元モデル式を対象にした検証では、後半のキャリブレーション期間に対して作成したモデルの、検証期間でのサインテストのみが有意な値を示さなかった。しかし、サインテストでの負の値の出現数が17であり、 $p = 0.05$ での出現数である16にわずかに及ばない値であった（Table 5.3）。また、同期間における相関係数が0.52、REが0.24と高い値を示し、推測値と実測値の同一性が高いことを示していた。よって、8月の月降水量復元モデル式も有効であると判断した。

ここまでの過程で、作成した気候復元モデル式が有効であることが統計的な検証で確認された。したがって、日本においても年輪幅や年輪内最大密度を用いた気候復元が十分可能なことが証明された。

気候復元モデル式によって求められた推定値と実測値の決定係数は、それぞれ30%、26%であった。一方、海外における報告例では30～70%の値が多く報告されている（たとえば、Briffa et al. 1988, 1990, 1992, 1995; Conkey,

1986)。これらの値と比べると本研究での決定係数は低いと言える。海外におけるこれまでの研究が気温または降水量が明白に制限因子となるような生育地を対象として行われているのに対し、本研究では、クロノロジーに複数の気候因子に起因する変動が含まれていると共に、攪乱などに起因する変動が標準化によって完全に取り除かれておらず、気候復元の対象とする気候因子を反映する変動に比べてその他の気候因子や誤差に起因する変動が大きいと推察される。さらに、スプライン関数を用いて標準化を行ったために、クロノロジーに長周期の気候変動に伴う時系列変動が含まれておらず、これらクロノロジーを用いて算出した推測値が長周期の気候変動を反映していない。これらの原因のために決定係数が低くなったと考えられる。

復元した6～9月の平均気温および8月の月降水量と、過去に古日記を用いて復元された気温や降水量の変動とを比較した。これまでの古日記を用いた研究では、大規模な飢饉が記録されている天明期（1780年代）と天保期（1830年代）に関する報告が多い（三上 1986；水越 1986）。三上（1986）は、1780年代の気候について、北海道を除く全国における夏期の天気分布図から、この時期には年ごとの乾燥と湿潤条件が大きく異なり、気候の変動性が大きかったことを示している。一方、本研究で示された北海道北部の6～9月の平均気温においては、むしろ1770年代に大きな変動があるものの、1780年代には大きな年ごとの変動は見られなかった（Fig. 5.3）。しかしながら、気温の低い状態が数年間連続しており、大規模な気候変動が起きていたことが裏付けられる。天保期（1830年代）に関しては、水越（1993）が、近畿・東海地方において、夏期の気温が現在より低い状態にあったこと、とくに1836年の気温が低いことを報告している。本研究の結果でも、北海道北部において、とくに1830年代の後半が寒冷的な気候であったことが示されている。したがって、1830年代には、北海道を含む日本全域が例年に比べ

て低温な環境であったと考えられる。また、1820年代の温暖乾燥な気候から冷涼湿潤な気候への激しい変化があったことが本研究の結果から示唆され、急激な気候の変化が飢饉を引き起こした可能性がある。一方、古日記によって得られた結果では、近畿・東海地方での顕著な低温が1836年に認められるのに対し、本研究の結果では、1837から1838年にかけて顕著な低温が認められた。この違いが北海道と本州の気候の違いに起因するのか、復元の精度の問題に起因するのかは明らかではない。慶応期（1860年代後半）にも飢饉があった記録があるが（深石 1986）、幕末の動乱期にあったために古日記などの資料が少なく、この時期の気候はあまり明らかにされていない（深石 1986）。本研究の復元結果より、1860年代後半から1870年代前半にかけて非常に気温の低い期間が認められ、少なくとも北海道北部が寒冷であったことが確認された。この結果から、本州でも異常な気候であったことが予想される。

北海道の夏の気候、とくに冷夏の出現は、ベーリング海やシベリア方面からの寒気の南下に伴うオホーツク海高気圧の出現およびそのパターンに大きく影響されており（柏原・大川1967；大川 1992）、寒気の流入を制限する要因の一つとして、北太平洋高気圧の西方への張り出しの程度が挙げられる（大川 1992）。また、吉野（1986）は、東アジアにおける梅雨時期の6、7月の降水量の地域的な分布に対して北太平洋高気圧の優劣が大きな影響を及ぼしており、東アジア全体を一つにとらえて変動の現象を明らかにすることの必要性を述べている。つまり、北太平洋高気圧に影響される北海道の夏期の気候は、東アジア地域の気候変動と関連性をもっていると言える。したがって、これまで空白域であった北海道における連続的かつ定量的な夏期の気温と降水量の変動を復元した本研究の結果は、過去における東アジア地域の気候変動を明らかにしていくうえで、重要な知見となると考えられる。

第6章 結論

本研究では、年輪気候学的解析によって、気候復元を可能とする前提条件である年輪幅と年輪内最大密度に及ぼす気候因子の影響を明らかにし、年輪幅や年輪内最大密度の時系列変動が気候変動を反映していることを確認した。そのうえで、年輪幅と年輪内最大密度のクロノロジーを用いて北海道北部における気候復元を行った。研究の手順を Fig. 6.1 に示す。

研究の対象として、北海道北部の異なる土壌条件に生育するアカエゾマツ（3生育地）、ヤチダモ（2生育地）を選択し、アカエゾマツの年輪幅・年輪内最大密度とヤチダモの年輪幅を軟X線デンストメトリーにより計測した（Fig. 6.1a）。年輪幅や年輪内最大密度と気候因子の関係についての解析や気候復元を行うためには、生育地を代表する年輪幅および年輪内最大密度の時系列であるクロノロジーをはじめに作成する必要がある。そこで、その作成上の標準化方法の検討を行ったうえでクロノロジーを作成した。年輪幅時系列の標準化方法として、年輪幅時系列中に短期間の極端な年輪幅の増加・減少が存在する場合には年輪幅時系列を2つの時系列に分割し、それぞれに対してフィルター長 66 年のスプライン関数を近似する方法を選択した。年輪内最大密度時系列の標準化方法として、年輪内最大密度時系列に長周期の変動が認められ、かつ年輪幅時系列と有意な相関を示す供試木には、年輪幅と同じ標準化方法を適用した。また、長周期の変動が認められない、または年輪幅時系列と有意な相関を示さない供試木には回帰直線を当てはめて標準化を行った。この方法を用いることにより、気候因子の影響による変動と仮定される個体間に共通する時系列変動を最も有効に抽出することが出来る。選択した標準化方法を用いて、最長 470 年、最短でも 175 年の長さをもつ 8 系列のクロノロジーを作成した（Fig. 6.1b）。

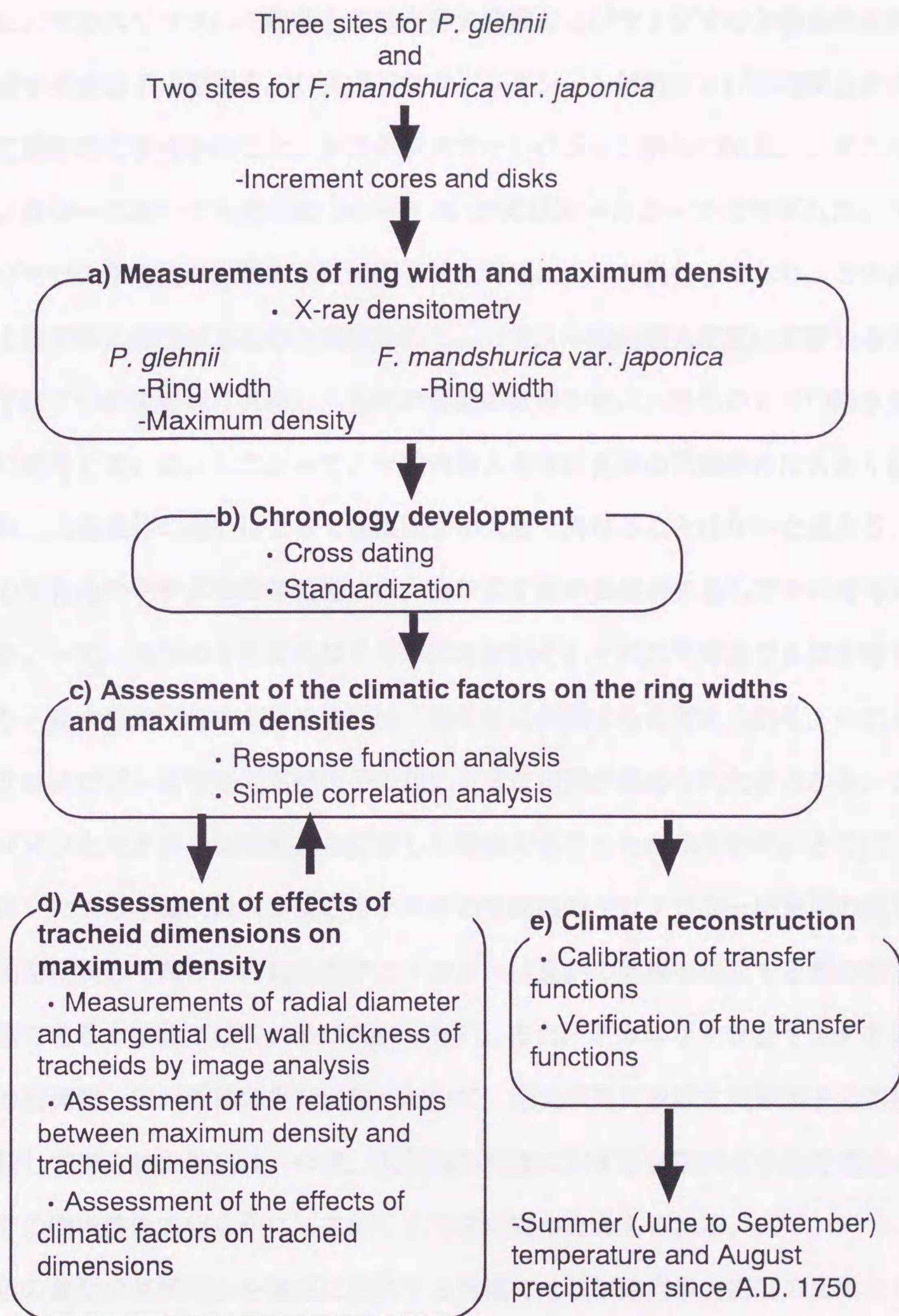


Fig. 6.1. Flow chart introducing the methods of climate reconstruction by dendroclimatological analyses.

次に、アカエゾマツの年輪幅と年輪内最大密度およびヤチダモの年輪幅の変動に及ぼす気候因子の影響を、レスポンスファンクション解析および単相関分析によって統計的に明らかにした。レスポンスファンクション解析の結果、いずれのクロノロジーにおいても変動の 30~40 % が気候因子によって説明された。アカエゾマツの年輪幅に影響する気候因子は生育地によって異なっており、この違いは土壌条件に起因するものと推察された。一方、年輪内最大密度に影響する気候因子は3つの生育地に共通し、当年の夏期の気温が正に、当年の8月の降水量が負に寄与していた。したがって、年輪内最大密度は夏期の気候条件に大きく影響され、土壌条件の違いによって制限因子が大きく異なることはないと言える。2つの生育地のヤチダモの年輪幅には、当年の7月の気温が共通して正に寄与していた。一方、当年の5月または7月の降水量がそれぞれの生育地で正に寄与しており、降水量が寄与する月の違いは土壌条件に起因すると考えられる。それぞれのクロノロジーと特定の気候因子の間に有意な相関が認められたことから、アカエゾマツとヤチダモは気候復元に適した樹種であることが示された。とくに、アカエゾマツの年輪内最大密度とヤチダモの年輪幅のクロノロジーは夏期の気候の変動を反映しており、これらのクロノロジーは夏期の気候を復元する際の有効な指標であると結論づけられる (Fig. 6.1c)。また、アカエゾマツとヤチダモの2つの樹種間、同一樹種の生育地間において、肥大成長に及ぼす気候因子の影響を比較して得られた知見は、今後、両樹種の成長に対する制限因子や生育適地についての樹種特性を明らかにしていく上で役に立つと考えられる。

当年の夏期の気候因子を敏感に反映する指標である年輪内最大密度の変動のしくみを明らかにするため、年輪内最大密度の変動に及ぼす仮道管の放射径と接線壁厚の影響、および放射径と接線壁厚に及ぼす気候因子の影響を解析した。アカエゾマツ9個体の91年輪（計819年輪）の仮道管の放射径・接線壁厚を光学顕

微鏡像の画像解析によって計測し、軟X線デンストメトリーにより計測した年輪内最大密度との相関係数を算出した。その結果、年輪内最大密度は年輪の最終部における放射方向に隣接する3個の仮道管の細胞壁厚と高い相関を示した。さらに、仮道管壁厚クロノロジーを作成し、レスポンスファンクション解析と単相関分析を用いて気候因子との関係を解析したところ、年輪の最終部における放射方向に隣接する3個の仮道管の細胞壁厚の変動には当年の夏期の気温が正に寄与を、当年8月の降水量が負に寄与していた。また、この相関関係は年輪内最大密度における気候因子との関係と同様であった。したがって、夏期の気候が年輪後半部に位置する仮道管の細胞壁厚の程度に影響し、その結果として年輪内最大密度が変動することが明らかになった。さらに、夏期の気候が細胞壁厚の変動に影響を及ぼすしくみに関して既往の知見と併せて考察を行い、夏期の気候条件が樹冠における光合成に影響し、光合成生産物の供給量が変化することによって年輪後半部に位置する仮道管の細胞壁厚が変動していると推察された。本研究の結果により、気候復元における重要な指標として頻繁に用いられている針葉樹の年輪内最大密度が気候変動に伴って変動する原因を、仮道管の放射径や接線壁厚の変動と関連づけて初めて明らかにすることが出来た (Fig. 6.1d)。

以上の結果により、アカエゾマツの年輪幅と年輪内最大密度およびヤチダモの年輪幅のクロノロジーが気候変動を反映していることを確認したうえで、最後に、作成したクロノロジーを用いた気候復元を試みた。クロノロジーを独立変数、1899～1990年の気候データを従属変数とする気候復元モデル式を作成し、気候復元モデル式の有効性を統計的に検証した。さらに、気候復元モデル式にクロノロジーを代入し、北海道北部における1750年以降の約240年間にわたる夏期（6～9月）の平均気温と8月の降水量を復元をした (Fig. 6.1e)。この結果は、わが国においても年輪気候学的方法による気候復元が十分に可能であることを初

めて証明するものである。さらに、これまでの古日記による気候復元では空白域であった北海道における過去の気温と降水量の変動を復元したことは、東アジアにおける過去の長周期の気候変動を明らかにしていくうえで重要な知見である。

本論文の特長は、気候復元の指標として用いる年輪幅や年輪内最大密度の変動に及ぼす影響を生理学的な観点から検討し、年輪幅や年輪内最大密度が気候因子の影響を受けて変動していることを確認したうえで、年輪幅・年輪内最大密度のクロノロジーを気候復元に用いた点である。とくに、気候変動を敏感に反映する指標として頻繁に用いられている針葉樹の年輪内最大密度が気候変動に伴って変動する原因を、仮道管の放射径や接線壁厚の変動と関連づけて細胞レベルで初めて明らかにしたことは、年輪内最大密度の気候復元における指標としての有効性を証明しただけでなく、樹木の肥大成長に及ぼす環境因子の影響を明らかにしていくうえでも重要な知見である。さらに、気候復元において夏期の気候因子に敏感に反応する指標であるアカエゾマツ年輪内最大密度とヤチダモ年輪幅を用いることで、夏期の気候の復元を可能にした点にも特長がある。従来の研究では針葉樹の年輪幅が一般的に用いられてきたが、本研究で作成した夏期の気温と降水量の復元モデル式では、アカエゾマツの年輪幅クロノロジーの寄与は小さく、年輪幅だけでは気候復元が不可能であった。したがって、今後の日本における年輪気候学的研究では、針葉樹の年輪幅以外の気候因子を敏感に反映する指標を用いていくことが有効であると考えられる。

今後の日本における年輪気候学的研究の課題として、復元精度の向上が挙げられる。本研究において、気候復元が可能であることは確かめられたが、気候復元モデル式の決定係数は 0.30 以下と、海外での同様な研究と比べて低かった。しかしながら、海外における研究は主に高緯度・高地・乾燥地などの森林限界に位置する生育地を対象に行われているため、年輪幅や年輪内最大密度を制限する環

境因子が明らかであり、気候変動に伴う年輪幅や年輪内最大密度の変動が明瞭に認められる。一方、日本をはじめとする温暖湿潤な地域では、年輪幅や年輪内最大密度を強く制限する環境因子が明らかな生育地を選択するのは難しいと考えられ、0.30 という決定係数は決して低い値ではないと言える。今後、復元の精度を高める、つまり決定係数をさらに大きくするためには、気候変動の影響を敏感に反映する新たな指標を検索する必要がある。これまでの研究では、広葉樹環孔材樹種の孔圏部幅・孔圏外部幅や (Tardif 1996)、広葉樹の道管面積率・道管径 (Woodcock 1989; Sass and Eckstein 1995) などの年輪の組織構造を表す指標が有望であることが指摘がされている。広葉樹の木部の主要構成要素である道管と木繊維では、その分化・成熟過程や機能が大きく異なることから、それぞれの形態や構成要素率などに及ぼす気候因子も異なることが予想される。とくに、広葉樹環孔材の年輪は主に孔圏道管から成る孔圏部と木繊維から成る孔圏外部によって構成されるため、孔圏部幅や孔圏外部幅の時系列が敏感に気候の変動を反映している可能性があり、これらの指標を用いることで気候復元の精度が向上することが期待できる。

復元精度の向上とならび、広範囲にわたる地域での気候復元と復元可能な期間をさらに過去にさかのぼることも長周期の気候変動の実態を明らかにしていく上で重要である。広範囲にわたる地域での気候復元のためには、多くの生育地でのクロノロジーの作成が必要である。また、多数の生育地でのクロノロジーを作成することは、地域的な気候復元を可能にすると同時に気候復元モデル式における独立変数を増やすことも意味する。独立変数を増やすことで、個々のクロノロジーに含まれる誤差の影響が減衰され、気候復元の精度の向上が期待できる。気候復元をさらに過去にさかのぼって行うためには、樹齢の大きな供試木を選択することによってクロノロジーの延長を行うことが有効である。しかしながら、現生

木だけではさかのぼれる期間に限界があるので、埋もれ木や遺跡からの出土材を対象に、クロスデイトィングを行った上でのクロノロジーの作成が求められる。日本で報告されている長期にわたるクロノロジーとしては、光谷（1987a）が、古い建築物や遺跡からの出土材を対象として、1000年を超えるヒノキの年輪幅クロノロジーを作成している。また、Sweda（1994）は、木曽における根上がり台木とよばれる非常に保存状態の良い倒木を対象として800年間にわたるヒノキの年輪幅クロノロジーを作成し、気候復元を試みている。既存のクロノロジーに加えて、新たな埋もれ木や出土材を対象としてクロノロジーを作成し、これらのクロノロジーを用いてさらに過去にさかのぼって気候復元を行うことが必要である。

本論文で得られた結果に加え、本研究の結果より新たに挙げられた課題に関する研究を行っていくことにより、わが国を含む東アジア地域での過去における長周期の気候変動を詳細に解明することが期待できる。また、本論文で示された手法を用いて年輪幅・1年輪内の密度値・木部細胞の形態を表す指標と気候因子の関係を解析していくことは、樹木の肥大成長に与える環境要因の影響の解明することにも寄与すると考えられる。

謝 辞

本研究の遂行および本論文の作成にあたり終始御指導を賜りました北海道大学農学部教授 大谷 諄博士ならびに同助教授 船田 良博士に深甚なる感謝の意を表します。また、本論文の作成にあたり貴重な御意見を賜りました北海道大学農学部教授 平井卓郎博士ならびに北海道大学農学部附属演習林教授 松田 彊博士に深く感謝の意を表します。本研究を遂行する機会をくださり、終始御指導を賜りました北海道大学農学部名誉教授 深澤和三博士に深く感謝の意を表します。本研究の遂行に際し貴重な御教示とともに試料採取の際には多大な御協力を賜りました北海道大学農学部附属演習林助手 野田真人博士に深く感謝の意を表します。

さらに、本研究の遂行にあたり貴重な御意見と御激励をいただきました北海道大学農学部助手 佐野雄三博士、土壌調査に際し御尽力をいただきました北海道大学農学部附属演習林助手 柴田英昭博士、試料の採取に際し御協力をいただきました北海道大学農学部附属演習林の皆様感謝の意を表します。

また、この7年間ともに年輪年代学に関する研究を行い、貴重なご意見をいただきました北海道大学大学院農学研究科 小林 修博士に深く感謝いたします。本研究の円滑な遂行を支えてくださいました北海道大学農学部森林科学科木材生物学講座事務職員 前川悦子さん、研究の遂行に際し様々な御協力をいただきました今村次郎氏、近藤健彦氏他、木材生物学講座の各位に感謝の意を表します。最後に、10年間にわたる学生生活を支えてくださいました両親に心から感謝いたします。

文 献

1. 荒川秀俊 1954. 5 世紀に亘る諏訪湖御神渡の研究. 地学雑誌 **63**: 1-8.
2. 荒川秀俊 1955. 京都における観桜の記録から推定される気候変動. 地学雑誌 **64**: 31-32.
3. Arakawa, H. 1956. Climatic change as revealed by blooming dates of the cherry blooms at Kyoto. *J. Meteorol.* **13**: 559-560.
4. Arakawa, H. 1960. Japanese tree-ring analysis. *Arch. Met. Geophy. Biokl. (B)*, **10** (2), 210-212.
5. 朝倉 正 1995. 地球温暖化. 朝倉 正・関口理郎・新田 尚 編. 新版気象ハンドブック. 朝倉書店, 東京. pp. 38-45.
6. Blandon, D.M.Z., Satoh, F., Matsuda, K., Sasa, K. and Igarashi, T. 1994. The mineral condition of soils and tree species in serpentine and non-serpentine areas of northern Hokkaido. *Res. Bull. Hokkaido Univ. For.* **51**: 1-13.
7. Blasing, T.J. and Fritts, H.C. 1976. Reconstruction of past climatic anomalies in the North Pacific and Western North America from tree-ring data. *Quat. Res.* **6**: 563-579.
8. Blasing, T.J., Duvick, D.N. and Cook, E.R. 1983. Filtering the effects of competition from ring-width series. *Tree-Ring Bull.* **43**: 19-30.
9. Blasing, T.J., Solomon, A.M. and Duvick, D.N. 1984. Response functions revisited. *Tree-Ring Bull.* **44**: 1-15.
10. Briffa, K.R., Jones, P.D., Wigley, M.L., Pilcher, J.R. and Baillie, G.L. 1983. Climate reconstruction from tree rings: part 1, basic meteorology and preliminary results for England. *J. Climatology* **3**: 233-242.
11. Briffa, K.R., Jones, P.D. and Schweingruber, F.H. 1988. Summer temperature patterns over Europe: a reconstruction from 1750 A.D. based on maximum latewood density indices of conifers. *Quat. Res.* **30**: 36-52.

12. Briffa, K.R., Bartholin, T.S., Eckstein, D., Jones, P.D., Karlén, W., Schweingruber, F.H. and Zetterberg, P. 1990. A 1,400-year tree-ring record of summer temperatures in Fennoscandia. *Nature* **346**: 434-439.
13. Briffa, K.R., Jones, P.D. and Schweingruber, F.H. 1992. Tree-ring density reconstructions of summer temperature patterns across Western North America since 1600. *J. Climate* **5**: 735-754.
14. Briffa, K.R., Jones, P.D., Schweingruber, F.H., Shiyatov, S.G. and Cook, E.R. 1995. Unusual twentieth-century summer warmth in a 1,000-year temperature record from Siberia. *Nature* **376**: 156-159.
15. Brubaker, L.B. 1980. Spatial patterns of tree growth anomalies in the Pacific Northwest. *Ecology* **61**: 798-807.
16. Buol, S.W., Hole, F.D. and McCracken, R.J. 1989. Soil genesis and classification. Third edition. Iowa State Univ. Press, Ames. pp. 446.
17. Cleaveland, M.K. 1986. Climatic response of densitometric properties in semiarid site tree rings. *Tree-Ring Bull.* **46**: 13-29.
18. Conkey, L.E. 1979. Response of tree-ring density to climate in Maine, U.S.A. *Tree-Ring Bull.* **39**: 29-38.
19. Conkey, L.E. 1986. Red spruce tree-ring width and densities in Eastern North America as indicators of past climate. *Quat. Res.* **26**: 232-243.
20. Cook, E.R. 1985. A time series analysis approach to tree ring standardization. Ph. D. dissertation. University of Arizona, Tucson. pp. 171.
21. Cook, E.R. 1990. A conceptual linear aggregate model for tree rings. *In* Methods of dendrochronology: applications in the environmental sciences. *Edited by* Cook, E.R. and Kairiukstis, L.A. Kluwer Academic Publishers, Boston. pp. 98-104.
22. Cook, E.R. and Briffa, K.R. 1990. A comparison of some tree-ring standardization methods. *In* Methods of dendrochronology: applications in the environmental sciences. *Edited by* Cook, E.R. and Kairiukstis, L.A. Kluwer Academic Publishers, Boston. pp.

153-162.

23. Cook, E.R. and Peters, K. 1981. The smoothing spline: a new approach to standardizing forest interior tree-ring width series for dendroclimatic studies. *Tree-Ring Bull.* **41**: 45-53.
24. Cook, E.R., Briffa, K.R., Shiyatov, S. and Mazepa, V. 1990. Tree-ring standardization and growth-trend estimation. *In* *Methods of dendrochronology: applications in the environmental sciences. Edited by* Cook, E.R. and Kairiukstis, L.A. Kluwer Academic Publishers, Boston. pp. 104-123.
25. D'Arrigo, R.D. and Jacoby, G.C. 1991. A 1000-year record of winter precipitation from northwestern New Mexico, USA: a reconstruction from tree-rings and its relation to El Niño and the Southern Oscillation. *Holocene* **1**, **2**: 95-101.
26. D'Arrigo, R.D., Jacoby, G.C. and Free, R.M. 1992. Tree-ring width and maximum latewood density at the North American tree line: parameters of climatic change. *Can. J. For. Res.* **22**: 1290-1296.
27. D'Arrigo, R.D., Yamaguchi, D.K., Wiles, G.C., Jacoby, G.C., Osawa, A. and Lawrence, D.M. 1997. A kashiwa oak (*Quercus dentata*) tree-ring width chronology from northern coastal Hokkaido, Japan. *Can. J. for. Res.* **27**: 613-617.
28. de Kort, I., Loeffen, V. and Baas, P. 1991. Ring width, density and wood anatomy of Douglas fir with different crown vitality. *IAWA Bull. n.s.* **12**: 453-465.
29. Denne, M.P. 1971. Temperature and tracheid development in *Pinus sylvestris* seedlings. *J. Exp. Bot.* **22**: 362-370.
30. Denne, M.P. 1974. Effects of light intensity on tracheid dimensions in *Picea sitchensis*. *Ann. Bot.* **38**: 337-345.
31. Denne, M.P. 1976. Effects of environmental change on wood production and wood structure in *Picea sitchensis* seedlings. *Ann. Bot.* **40**: 1017-1028.
32. Denne, M.P. and Smith, C.J. 1971. Day length effects on growth, tracheid development and photosynthesis in seedlings of *Picea sitchensis* and *Pinus sylvestris*.

J. Exp. Bot. **22**: 347-361.

33. Denne, M.P. and Dodd, R.S. 1981. The environmental control of xylem differentiation. *In* Xylem cell development. *Edited by* Barnett, J.R. Castle House Publication, Kent. pp. 236-255.
34. Diaz-Vázquez J.E., Echols R. and Knigge W. 1975. Vergleichende Untersuchung der Schwankungen von Tracheidendimensionen und röntgenoptisch ermittelter Rohdichte innerhalb des Jahrrings. *Forstw. Cbl.* **94**: 161-175.
35. Douglass, A.E. 1914. A method of estimating rainfall by the growth of trees. *In* The climatic factor. *Edited by* Huntington, E. Carnegie Inst. Wash. Publ. **192**. pp. 101-122.
36. Douglass, A.E. 1937. Tree rings and chronology. *Univ. Arizona Bull.* **8**, Phys. Sci. Ser. **1**. [Schweingruber 1996. 文献 136. より引用]
37. Fillion, L. and Cournoyer, L. 1995. Variation in wood structure of eastern larch defoliated by the larch sawfly in subarctic Quebec, Canada. *Can. J. For. Res.* **25**: 1263-1268.
38. Fritts, H.C. 1963. Computer programs for tree-ring research. *Tree-Ring Bull.* **25**: 2-7.
39. Fritts, H.C. 1966. Growth-rings of trees: their correlation with climate. *Science* **154**: 973-979.
40. Fritts, H.C. 1976. Tree rings and climate. Academic Press, London. pp. 567.
41. Fritts, H.C. 1996. PRECON-K version 5.11. Dendro Power, Tucson.
42. Fritts, H.C., Smith, D.G., Cardis, J.W. and Budelsky, C.A. 1965. Tree-ring characteristics along a vegetation gradient in northern Arizona. *Ecology* **46**: 393-401.
43. Fritts, H.C., Mosimann, J.E. and Bortorff, C.P. 1969. A revised computer program for standardizing tree-ring series. *Tree-Ring Bull.* **29**: 15-20.
44. Fritts, H.C., Blasing, T.J., Hayden, B.P. and Kutzbach, J.E. 1971. Multivariate

techniques for specifying tree-growth and climate relationships and for reconstructing anomalies in paleoclimate. *J. Appl. Meteorol.* **10**: 845-864.

45. Fritts, H.C., Guiot, J. and Gordon, G.A. 1990. Verification. *In* *Methods of dendrochronology: applications in the environmental sciences. Edited by Cook, E.R. and Kairiukstis, L.A.* Kluwer Academic Publishers, Boston. pp. 178-185.
46. 淵本金哉 1937. 屋久杉の年輪. *天気と天候* **4**: 211-215. [奈良国立文化財研究所 1990. 文献 108. より引用]
47. 藤原咲平 1954. 御神渡りと黒点と豊凶の関係について. *中央气象台研究時報* **6**: 123-126.
48. 藤原咲平・関口 領 1936. 諏訪湖結氷日の遅速の解析. *気象集誌, II* **14**: 587-591.
49. 深石一夫 1986. 古日記による幕末期の気候復元. 河村 武 編. *気候変動の周期性と地域性*. 古今書院, 東京. pp. 283-299.
50. 深沢和三 1990. 1年輪内の比重分布. 深沢和三 編. *樹木の年輪が持つ情報 (解析技術と林業への応用)*. 北海道大学農学部, 札幌. pp. 26-30.
51. 船田 良・堀田らん司・小林 修・安江 恒・深澤和三 1995a. 樹冠活性の異なるヨーロッパトウヒの年輪構造及び年輪形成. *北大演研報* **52**: 1-11.
52. 船田 良・近藤健彦・小林 修・安江 恒・深澤和三 1995b. 軟X線デンストメトリーによるヤチダモ天然木の年輪解析. *北大演研報* **52**: 12-21.
53. 古川郁夫・土井靖雄・安田武史 1993. 本邦産数樹種の年輪気候学的特性. *樹木年輪* **6**: 12-17.
54. Gordon, G.A. 1982. Verification of dendroclimatic reconstructions. *In* *Climate from tree rings. Edited by Hughes, M.K., Kelly, P.M., Pilcher, J.R. and LaMarche, V.C.* Cambridge University Press, Cambridge. pp. 58-62.
55. Graumlich, L.J. 1992. Response of tree growth to climatic variation in the mixed conifer and deciduous forest of the upper Great Lakes region. *Can. J. for. Res.* **23**:

133-143.

56. Graumlich, L.J. 1993. A 1000-year record of temperature and precipitation in the Sierra Nevada. *Quat. Res.* **39**: 249-255.
57. Guiot, J. 1985. The extrapolation of recent climatological series with spectral canonical regression. *J. Climatology* **5**: 325-335.
58. Guiot, J. 1990. Methods of calibration. *In* Methods of dendrochronology: applications in the environmental sciences. *Edited by* Cook, E.R. and Kairiukstis, L.A. Kluwer Academic Publishers, Boston. pp. 165-178.
59. Guiot, J. 1993. The bootstrapped response function. *Tree-Ring Bull.* **51**: 39-41.
60. Heger L., Parker M.L. and Kennedy R.W. 1974. X-ray densitometry: a technique and an example of application. *Wood Sci.* **7**: 140-148.
61. Holloway, J.L. 1958. Smoothing and filtering of time series and space fields. *Advances in Geophysics* **IV**: 351-389.
62. Holmes, R.L. 1983. Computer-assisted quality control in tree-ring dating and measurement. *Tree-Ring Bull.* **43**: 69-78.
63. Holmes, R.L. 1994. Dendrochronology program library version 1994. Laboratory of Tree-Ring Research, University of Arizona, Tucson.
64. Hughes, M.K. 1991. The tree-ring record. *In* Global changes of the past. *Edited by* Bradley, R.S. UCAR/Office for Interdisciplinary Earth Studies, Boulder, Colorado. pp. 117-138.
65. Hughes, M.K. 1995. Role of dendrochronology in PAGES. *In* Paleoclimate and Environmental Variability in Austral-Asian Transect during the Past 2000 Years. Proceedings of the 1995 Nagoya IGBP-PAGES/PEP-II Symposium, 28 Nov. - 1 Dec. 1995, Nagoya, Japan. *Edited by* Mikami, T., Matsumoto, E., Ohta, S. and Sweda, T. pp. 39-44.
66. Hughes, M.K., Kelly, P.M., Pilcher, J.R. and LaMarche, V.C. 1982. Climate from

tree rings. Cambridge University Press, Cambridge. pp. 223.

67. Hughes, M.K., Schweingruber, F.H., Cartwright, D. and Kelly, P.M. 1984. July-August temperature at Edinburgh between 1721 and 1975 from tree-ring density and width data. *Nature* **308**: 341-344.
68. Hughes, M.K., Wu, X., Shao, X. and Garfin, G.M. 1994. A preliminary reconstruction of rainfall in north-central China since A.D. 1600 from tree-ring density and width. *Quat. Res.* **42**: 88-99.
69. Kaennel, M. and Schweingruber, F.H. 1995. Multilingual glossary of dendrochronology. Paul Haupt Publishers, Bern. pp. 467.
70. 柏原辰吉・大川 隆 1967. 北海道における夏季低温の総観的研究. 気象庁研究時報 **19**: 235-254.
71. 河村 武 1993. サクラの開花資料による小氷期の気候復元の試み. 地学雑誌 **102**: 125-130.
72. Kelly, P.M. 1982. Climatic context. *In* *Climate from tree rings. Edited by* Hughes, M.K., Kelly, P.M., Pilcher, J.R. and LaMarche, V.C. Cambridge University Press, Cambridge. pp. 105-107.
73. Kienast, F. and Schweingruber, F.H. 1986. Dendroecological studies in the Front Range, Colorado, U.S.A. *Arct. Alp. Res.* **18**: 277-288.
74. Kienast, F., Schweingruber, F.H., Bräker, O.U. and Schär, E. 1987. Tree-ring studies on conifers along ecological gradients and the potential of single-year analyses. *Can. J. For. Res.* **17**: 683-696.
75. 菊池 健・清水 一・山田健四 1994. 土壌水分環境とヤチダモ人工林の直径成長. 日林北支論 **42**: 264-266.
76. 菊池 健・清水 一・山田健四 1995. ヤチダモの直径成長に及ぼす虫害及び土壌水分の影響. 日林北支論 **43**: 78-80.
77. 気象庁 1993. 地球温暖化監視レポート 1992—地球温暖化にかかわる温室効

- 果気体と気候変動の動向及びオゾン層の状況について一. 気象庁, 東京. pp. 245.
78. 小林 修 1997. 樹木の肥大成長変動の要因についての年輪年代学的解析. 博士論文. 北海道大学, 札幌. pp. 133.
79. 小林 修・深沢和三 1992. 環境変動とヨーロッパトウヒの年輪情報. 樹木年輪 **5**: 4-11.
80. 小林 修・深沢和三 1993. 林地の環境変遷と樹木の年輪情報 (第3報) —ヨーロッパトウヒの年輪情報と気象災害—. 樹木年輪 **6**: 44-51.
81. Kobayashi, O., Fukazawa, K. and Ohtani, J. 1995. Densitometric analysis on tree rings of non-vital conifers growing in Hokkaido, Japan. *In* Tree Rings, From the Past to the Future. Proceedings of the International Workshop on Asian and Pacific Dendrochronology, 4-9 Mar. 1995, Tsukuba, Japan. *Edited by* Ohta, S., Fujii, T., Okada, N., Hughes, M.K. and Eckstein, D. Forestry and Forest Products Research Institute Scientific Meeting Report **1**: 58-63.
82. Kohler, M.A. 1949. On the use of double-mass analysis for testing the consistency of meteorological records and for making required adjustments. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **30**: 188-189.
83. Kojo, Y. 1987. A dendrochronological study of *Cryptomeria japonica* in Japan. *Tree-Ring Bull.* **47**: 1-21.
84. 近藤健彦 1994. 軟X線デンシトメトリーによるヤチダモ天然木の年輪解析. 卒業論文, 北海道大学農学部森林科学科, 札幌. pp. 24.
85. Kozlowski, T.T. and Keller, T. 1966. Food relations of woody plants. *Bot. Rev.* **32**: 293-382.
86. Kramer, P.J. and Kozlowski, T.T. 1960. *Physiology of trees*. McGraw-Hill, New York. pp. 642.
87. Kramer, P.J. and Kozlowski, T.T. 1979. *Physiology of woody plants*. Academic Press, New York. pp. 811.

88. LaMarche, V.C. and Stockton, C.W. 1974. Chronologies from temperature-sensitive bristlecone pines at upper tree line in western United states. *Tree-Ring Bull.* **34**: 21-45.
89. Larson, P.R. 1969. Wood formation and the concept of wood quality. *Yale Univ. Sch. For. Bull.* **74**: 1-54.
90. Lofgren, G.R. and Hunt, J.H. 1982. Transfer functions. *In* *Climate from tree rings. Edited by Hughes, M.K., Kelly, P.M., Pilcher, J.R. and LaMarche, V.C.* Cambridge University Press, Cambridge. pp. 50-58.
91. 前島郁雄・田上善夫 1983. 日本の小氷期の気候について—特に 1661 年～1867 年の弘前の天候資料を中心に—. *気象研究ノート* **148**: 81-89.
92. Matalas, N.C. 1962. Statistical properties of tree ring data. *Bull. Int. Assoc. Sci. Hydrol.* **7** (2): 39-47.
93. 松田 彊 1989. アカエゾマツ天然林の更新と成長に関する研究. *北大演研報* **46**: 595-717.
94. Meko, D., Cook, E.R., Stahle, D.W., Stockton, C.W. and Hughes, M.K. 1993. Spatial patterns of tree-growth anomalies in the United States and Southeastern Canada. *J. Climate* **6**: 1773-1786.
95. 三上岳彦 1983. 日本における 1780 年代暖候期の天候推移と自然季節区分. *地学雑誌* **92**: 105-115.
96. 三上岳彦 1986. 18 世紀末における日本の気候復元—中国との比較を中心に—して一. 河村 武 編. *気候変動の周期性と地域性*. 古今書院, 東京. pp. 244-264.
97. Mikami, T. 1988. Climatic reconstruction in historical times based on weather records. *Geogr. Rev. Japan (ser. B)* **61**: 14-22.
98. 三上岳彦 1993. 「日本の小氷期」特集にあたって. *地学雑誌* **102**: 105-106.
99. Mikami, T. 1995. Summer climate variations of the Little Ice Age in Japan reconstructed from historical documents. *In* *Paleoclimate and Environmental*

Variability in Austral-Asian Transect during the Past 2000 Years. Proceedings of the 1995 Nagoya IGBP-PAGES/PEP-II Symposium, 28 Nov. - 1 Dec. 1995, Nagoya, Japan. Edited by Mikami, T., Matsumoto, E., Ohta, S. and Sweda, T. pp. 8-13.

100. 光谷拓実 1987a. わが国における年輪年代学の確立とその応用（第1報）：現生木のヒノキによる年輪変動パターンの特性検討. 木材学会誌 **33**: 165-174.
101. 光谷拓実 1987b. わが国における年輪年代学の確立とその応用（第2報）：産地を異にするヒノキ相互間及びヒノキと異樹種間との年輪変動パターンの相関分析. 木材学会誌 **33**: 175-181.
102. 水越允春 1983. 18世紀後半における伊勢平野南部の天気と気候. 気象研究ノート **147**: 99-106.
103. 水越允春 1986. 近畿地方における19世紀以後の気候変動—気温を主体とした気候変動傾向—. 河村 武 編. 気候変動の周期性と地域性. 古今書院, 東京. pp. 265-282.
104. 水越允春 1993. 文書記録による小氷期の中部日本の気候復元. 地学雑誌 **102**: 152-166.
105. Mork, E. 1928. Die Qualität des Fichtenholzes unter besonderer Rücksichtnahme auf Schleif-und Papierholz. Der Papier-Fabrikant **26**: 741-747.
106. Murata, A. 1992. Reconstruction of rainfall variation of the Baiu in historical times. In Climate since A.D. 1500. Edited by Bradley, R.S. Routledge, London. pp. 224-241.
107. Nakata, M. and Kojima, S. 1987. Effects of serpentine substrate on vegetation and soil development with special reference to *Picea glehnii* forest in Teshio district, Hokkaido, Japan. For. Ecol. Manage. **20**: 265-290.
108. 奈良国立文化財研究所 1990. 年輪に歴史を読む—日本における古年輪学の成立—. 同朋舎, 京都. pp. 195.
109. 野堀嘉裕 1989. 新年輪解析プログラム (Ver.2.1 改). 山形大学農学部, 鶴岡.

110. 野堀嘉裕 1994. 軟X線デンストメトリーによる苫小牧地方アカエゾマツ造林木 194 個体における年輪情報と気象情報の関係解析. 日林誌 **76**: 89-94.
111. 野田真人 1996. 樹木年輪幅の時系列変動の解析. 北大演研報 **53**: 97-145.
112. 尾形俊成・高橋教夫・野堀嘉裕 1994. ブナ二次林の年輪変動に関する研究—豊作年と年輪幅の関係について—. 日林東北支誌 **46**: 9-10.
113. 大川 隆 1992. 北海道の動気候. 北海道大学図書刊行会, 札幌. pp. 246.
114. Park, W.K. 1990. Development of anatomical tree-ring chronologies from southern Arizona conifers using image analysis. Ph.D. dissertation, Univ. of Arizona, Tucson, AZ. pp. 234.
115. Parker, M.L. and Henschel, W.E.S. 1971. The use of Engelmann spruce latewood density for dendrochronological purposes. Can. J. For. Res. **1**: 90-98.
116. Peterson, D.W. and Peterson, D.L. 1994. Effects of climate on radial growth of subalpine conifers in the North Cascade Mountains. Can. J. For. Res. **24**: 1921-1932.
117. Polge, H. 1966. Etablissement des courbes de variation de la densité du bois par exploration densitométrique de radiographies d'échantillons prélevés à la tarière sur des arbres vivants. Applications dans les domaines technologique et physiologique. Ann. Sci. For. **23**: 1-206.
118. Polge, H. 1970. The use of x-ray densitometric methods in dendroclimatology. Tree-Ring Bull. **30**: 1-10.
119. Pumijumnong, N., Eckstein, D. and Sass, U. 1995. Tree-ring research on *Tectona grandis* in northern Thailand. IAWA J. **16**: 385-392.
120. Rasband, 1996. NIH-Image ver.4.1. U.S. National Institute of Health.
121. Robertson, E.O. and Jozsa, L.A. 1988. Climatic reconstruction from tree rings at Banff. Can. J. For. Res. **18**: 888-900.
122. 佐伯 浩 1965. 針葉樹材の年輪構造に関する研究 (第 4 報) 仮道管の径減

少と膜肥厚の効果. 木材学会誌 **9**: 237-242.

123. 佐伯 浩 1988. 木材の構造と性質. 島地 謙・佐伯 浩・原田 浩・塩倉高義・石田茂雄・重松頼生・須藤彰司 共著. 木材の科学・1. 木材の構造. 文永堂出版, 東京. pp. 180-188.
124. Saiki, H. and Kawake, M. 1980. Structure of starved wood in Akamatsu (*Pinus densiflora* Sieb. et Zucc.). Mokuzaigakkaishi **26**: 707-713.
125. 斉藤博英 1948. 北海道の気候の歴史的調査. 応用気象. **2** (4): 101-105.
126. 斉藤博英 1950. 北海道の気候の歴史的調査. 中央气象台研究時報. **2** (2): 42-50.
127. Sander, C., Eckstein, D., Kyncl, J. and Dobry, J. 1995. The growth of spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) in the Krkonose-(Giant) Mountains as indicated by ring width and wood density. Ann. Sci. For. **52**: 401-410.
128. Santini, A., Bottacci, A. and Gellini, R. 1994. Preliminary dendroecological survey on pedunculate oak (*Quercus robur* L.) stands in Tuscany (Italy). Ann. Sci. For. **51**: 1-10.
129. 札幌管区气象台 1952-1990. 北海道気象月報. 札幌管区气象台, 札幌.
130. 札幌管区气象台 1992. 北海道の気候. 札幌管区气象台, 札幌. pp. 359.
131. Sass, U. and Eckstein, D. 1995. The variability of vessel size in beech (*Fagus sylvatica* L.) and its ecophysiological interpretation. Trees **9**: 247-252.
132. Savidge, R.A. and Wareing, P.F. 1981. Plant-growth regulators and the differentiation of vascular elements. In Xylem cell development. Edited by Barnett, J.R. Castle House Publication, Kent, U.K. pp. 192-235.
133. Schulman, E. 1941. Douglas fir chronology in Santa Catalina Mountains, Arizona. Tree-Ring Bull. **7**: 18-19.
134. Schulman, E. 1954. Dendroclimatic changes in semiarid regions. Tree-Ring Bull. **20**:

26-30.

135. Schweingruber, F.H. 1987. Tree-rings. D. Reidel Publishing, Dordrecht. pp. 276.
136. Schweingruber, F.H. 1996. Tree-rings and environment dendroecology. *Edited by* Swiss Federal Institute for Forest, Snow and Landscape Research, WSN/FNP, Birmensdorf. Paul Haupt Publishers, Bern. pp. 609.
137. Schweingruber, F.H., Fritts, H.C., Bräker, O.U., Drew, L.G. and Schär, E. 1978. The X-ray technique as applied to dendrochronology. *Tree-Ring Bull.* **38**: 61-91.
138. Schweingruber, F.H., Briffa, K.R. and Jones, P.D. 1991. Yearly maps of summer temperature in Western Europe from A.D. 1750 to 1975 and Western North America from 1600 to 1982. *Vegetatio* **92**: 5-71.
139. Scuderi, L.A. 1993. A 2000-year tree ring record of annual temperatures in the Sierra Nevada mountains. *Science* **259**: 1433-1436.
140. 志田 順 1935. 気候の永年変化と東亜諸勢力の興亡盛衰. *科学知識* **15**: 10-17.
141. Skene, D.S. 1969. The period of time taken by cambial derivatives to grow and differentiate into tracheids in *Pinus radiata* D. Don. *Ann. Bot.* **33**: 253-262.
142. Smith, C.J. 1974. Light intensity and substrate availability in relation to tracheid development in *Picea sitchensis*. *Ann. Bot.* **38**: 347-358.
143. Smith, C.J. 1976. Adaptations to environmental changes in *Picea sitchensis* seedlings—changes in photosynthesis, growth and substrate availability. *Ann. Bot.* **40**: 1003-1015.
144. Soil Survey Staff 1990. Keys to soil taxonomy, 4th edition. SMSS Technical Monograph, No. 6. Blacksburg, Virginia. pp. 422.
145. Stockton, C.W. and Fritts, H.C. 1971. Conditional probability of occurrence for variations in climate based on width of annual tree rings in Arizona. *Tree-Ring Bull.* **31**: 3-24.

146. Sweda, T. 1994. Dendroclimatological reconstruction for the last sub-millennium in Central Japan. *Terrestr. Atmosph. Ocean. Sci.* **5**: 431-442.
147. 田上善夫・深石一夫 1993. 「小氷期」の気候復元に関する検討. *地学雑誌*. **102**: 167-175
148. 武市伸幸 1983. 気象要素の変動に対する樹木の反応の解析手法について. *日林誌* **65**: 179-182.
149. 田中 琢・吉野正敏 1982. 諏訪湖結氷日の記録に基づく中部日本の気候変動の再検討. *中央气象台研究時報* **37**: 252-259
150. Tardif, J. 1996. Earlywood, latewood and total ring width of a ring-porous species (*Fraxinus nigra* Marsh.) in relation to climatic and hydrologic factors. *In* Tree rings, environment and humanity. Edited by Dean, J.S., Meko, D.M. and Swetnam, D.W. Radiocarbon 1996. Dept. of Geosciences, Univ. of Arizona, Tucson. pp. 315-324.
151. Tardif, J. and Bergeron, Y. 1993. Radial growth of *Fraxinus nigra* in a Canadian boreal floodplain in response to climatic and hydrological fluctuations. *J. Veg. Sci.* **4**: 751-758.
152. 舘脇 操 1943. アカエゾマツ林の群落学的研究. *北大演研報* **13** (2): 1-181.
153. 内嶋善兵衛 1996. 地球温暖化とその影響. 裳華房, 東京. pp. 202.
154. Villalba, R. 1990. Climatic fluctuations in northern Patagonia during the last 1000 years as inferred from tree-ring records. *Quat. Res.* **34**: 346-360.
155. Williams, L.D. and Wigley, T.M.L. 1983. A comparison of evidence for Late Holocene summer temperature variations in the northern hemisphere. *Quat. Res.* **20**: 286-307.
156. Wodzicki, T.J. 1971. Mechanism of xylem differentiation in *Pinus sylvestris* L. *J. Exp. Bot.* **22**: 670-687.
157. Woodcock, D.W. 1989. Climate sensitivity of wood-anatomical features in a ring-porous oak (*Quercus macrocarpa*). *Can. J. For. Res.* **19**: 639-644.

158. World Meteorological Organization 1966. Climatic change. World Meteorological Organization Technical Note, No. 79. Secretariat of World Meteorological Organization, Geneva.
159. 山沢金五郎 1930. 桧年輪調査成績. 岐阜県高山測候所, 高山. [奈良国立文化財研究所 1990. 文献 108. より引用]
160. 山根玄一・山本 肇 1983. 北海道地方の森林土壌. 日本の森林土壌. 「日本の森林土壌」編集委員会 編. 日本林業技術協会, 東京. pp. 189-211.
161. 安江 恒・船田 良・野田真人・深澤和三 1994. 北海道大学天塩地方演習林に生育するアカエゾマツの年輪気候学的解析. 北大演研報 **51**: 243-266.
162. Yasue, K., Funada, R., Fukazawa, K. and Ohtani, J. 1997. Effect of climate factors on variation in the maximum density of *Picea glehnii* Mast. and associated changes in tracheid dimensions. *Dendrochronologia* [in press].
163. 米本昌平 1994. 地球環境問題とはなにか. 岩波新書. 岩波書店, 東京. pp. 262.
164. 吉野正敏 1986. 東アジアの夏の降水量変動の地域性. 河村 武 編. 気候変動の周期性と地域性. 古今書院, 東京. pp. 81-99.
165. Zheng, S., Wu, X., Lin, Z. 1982. The northern hemisphere, Asia. *In* Climate from tree rings. Edited by Hughes, M.K., Kelly, P.M., Pilcher, J.R. and LaMarche, V.C. Cambridge University Press, Cambridge. pp. 155-158.

