



Title	樹木年輪幅の時系列変動の解析
Author(s)	野田, 真人; NODA, Masato
Citation	北海道大学農学部 演習林研究報告, 53(1), 97-146
Issue Date	1996-03
Doc URL	<a href="https://hdl.handle.net/2115/21398">https://hdl.handle.net/2115/21398</a>
Type	departmental bulletin paper
File Information	53(1)_P97-146.pdf



# 樹木年輪幅の時系列変動の解析

野田 真人\*

Analysis of Time-series Variation of Tree-ring Width

by

Masato NODA\*

## 要 旨

本研究は年輪年代学の手法をアカエゾマツ・スギ・ヒノキに適用する場合の年輪幅の指標化法、解析法、応用例などを通して検討したものである。

欧米や日本における年輪研究史を検討し、日本の年輪年代学は“年輪幅変動の同時性”の検討が行われていないことが、過去の研究の流れから判明した。

年輪年代の推定に適した関数形は短周期の変動のみの解析になる3次多項式と5年以下の短周期成分を通過させるハイパスフィルタを併用した指標化関数の方法がモデルの年輪系列から導出された。

導出された指標化関数を用いた年輪幅変動の同時性の解析例について、同一円盤内の異なる方向や同一個体内の地上高の異なる円盤、異なる個体、異なる立地間の年輪幅変動を調べた。供試木を単木から地点へ、そして地域へ拡大し、地域間に共通する年輪幅系列の同時性が確認された。

年輪幅がもつ同時性の地域の広がりを目安になる統計的な信頼限界距離は、アカエゾマツで約130 km、ヒノキで約350 km、スギで約200 kmであった。

年輪年代学の手法に適用する場合、得られた統計的な信頼限界距離は樹種により適用可能な領域(距離)に違いがあることが算出された。また、これらの樹種は日本の年輪年代学を確立するため有望な樹種であることが明らかになった。

キーワード：年代推定、年輪解析、アカエゾマツ、指標化関数、数値フィルタ

---

1995年9月30日受理。Received September 30, 1995.

\* 北海道大学農学部雨龍地方演習林

Uryu Experimental Forest, Faculty of Agriculture, Hokkaido University, Nayoro 096

## 目 次

第1章 はじめに	99
1. 1 研究の目的	99
1. 2 年輪研究小史	100
1. 2. 1 年輪気候・年輪年代学に関する研究	100
1. 2. 2 手法に関する研究	104
第2章 指標化(標準化)関数の特性	105
2. 1 研究方法	106
2. 2 結果	109
2. 2. 1 指数関数近似	109
2. 2. 2 3次多項式近似	111
2. 2. 3 数値フィルタ	112
—5年移動平均・ローパスフィルタ・ハイパスフィルタ—	
2. 3 考察	118
第3章 年輪幅系列の共通変動の導出	121
3. 1 同一円盤内の異なる方向による年輪幅の変動	121
—アカエゾマツ・ヒノキ・スギ—	
3. 1. 1 供試木および方法	122
3. 1. 2 結果	123
3. 2 同一個体内の地上高が異なる円盤による年輪幅の変動	124
—アカエゾマツ—	
3. 2. 1 供試木および方法	125
3. 2. 2 結果	125
3. 3 同一樹種の異なる個体間の年輪幅の変動	125
—アカエゾマツ・ヒノキ・スギ—	
3. 3. 1 供試木および方法	127
3. 3. 2 結果	130
3. 4 同一採取地内の異なる樹種間の年輪幅の変動	130
—アカエゾマツとトドマツ・ヒノキとスギ—	
3. 4. 1 供試木および方法	130
3. 4. 2 結果	131
3. 5 考察	132
第4章 異なる採取地間の標準年輪幅系列の同時性と信頼限界距離	135
—アカエゾマツ・ヒノキ・スギ—	
4. 1 供試木と方法	136
4. 2 結果	136
4. 3 考察	139
おわりに	141
引用文献	143

## 第1章 はじめに

地球上には周期的な成長の変化を示し、縞状の成長線を残すものは数多くある。樹木の年輪幅、貝殻や魚のウロコ、堆積物などの地層の縞まで多様な縞模様が形成されている。これらの成長線や成長輪は周期・非周期のものが重なり、形成される時間も年や月、日単位のものから潮の干満によるものまであり、成長を抑制する外的な環境要因もさまざまである。

このような自然界の縞の形成には気候条件が大きく作用していることも、人類は早くから気づいていた。それらの成長線や成長輪の中で最も身近に存在する代表的なものとして樹木の年輪がある。

樹幹の肥大成長は遺伝的、生理的要素などの内的要因や気候、樹間競争、生物害、地勢、そして近年は大気汚染などの外的要因によって影響を受ける。樹木の年輪幅は、樹木自身が生育してきた生活環境の違いが時間的に記録されている生活史であるとも言える。しかし、これらの諸要因は相互に関連しあって複雑に作用するので、単一の要因の影響を評価することは困難な場合が多い。もし年輪幅の時系列変動に含まれる様々な外的要因から単一の要因を抽出することが可能になれば、樹木の年輪幅は外的要因の指標としての利用法が考えられる。

樹木の年輪は1年に早材と晩材が形成され1年輪が形成される。生育条件の悪い年にはどの樹木も同じ様に成長が阻害されて狭い年輪幅に、良い年には広い年輪幅になり広狭変動が生じる。この広狭変動を指標として年輪が形成された年代を推定する研究に年輪年代学がある。

日本のこれまでの年輪研究を顧みると、湿潤な環境で育つ樹木では気候要因が年輪幅変動に及ぼす影響は小さいと考えられるため、気候が関与する年輪幅成分は微弱な変動になると推論されてきた。また、年輪幅系列は気候要因に伴う変動を抽出する目的で使う指標化(標準化)の処理が行われていないか、あるいは、指標化関数をもつ特性の検討をせずに使われてきた。そのため、指標化された年輪幅系列が気候要因に伴う微弱な年輪幅変動を歪みなく抽出されていたか、という疑問が残る。すなわち、年輪幅変動に含まれる微弱な年輪幅変動を抽出する解析の方法論に課題が残されている。

### 1.1 研究の目的

本研究は、樹木年輪幅を用いた時系列変動の解析のための手法を探究することが目的である。研究目的を進めるにあたり、標準年輪幅系列を算出するための指標化(標準化)関数を導出する。次に、導出された指標化関数の最適化を検証するため、年輪幅系列に適用し、年輪幅系列の同時性(共通変動)を算出する。さらに算出された年輪幅系列が広い地域の供試木に認められるかどうかを検証する。

この課題を探究するための第1段階として、特徴的な年輪幅系列のモデルを作成し、モデル曲線に対し、各種の指標化の関数を適用し、統計的な評価から選択する。この統計的な評価

から選ばれた指標化の関数について、実測の年輪幅に適用し、関数形の働きを検証する。第2段階は過去の例が単木あるいは数本の供試木による解析のため、単木あるいは数本を平均した年輪幅には個体差(N)の影響が大きく現れ、気候による微弱な変動(S)の検出を難しくしていることが考えられる。これに対応するには、立地ごとに多数の供試木を用い、年輪幅の積算平均によるS/N比(信号/雑音比)の改善効果を利用する。個体固有の年輪幅の変動成分を緩和するS/Nの改善の方法により、気候に関与する微弱な年輪幅の共通変動の成分が抽出されるものと考えられる。この積算平均により抽出された年輪幅の変動成分は立地を代表する標準的年輪幅系列として導出する。第3段階では、この立地の標準年輪幅系列の数を広い地域に拡大し、互いに年輪幅系列間に同時性が認められたとき年輪年代学の手法は成立するため、これを統計的に算出する。これらの各段階を実証することが本論文の目的である。

## 1.2 年輪研究小史

### 1.2.1 年輪気候・年輪年代学に関する研究

年輪幅の変化に気付いた最初の人だれであったかはっきりしないが、Leonard da Vinciの手記(杉浦沢 1954)に年輪幅と生育期の水分が関係あると記されている。また、フランスのDuhamelとBuffonが中部および南西ヨーロッパの多くの木に共通して年輪幅の狭い年があり、それが1708-1709年の冬の霜害により形成された年輪であることを見つけた(Studhalter 1956)。この年輪は多くの年輪研究者により検証され、「1709年輪」と呼ばれて有名になった。これが年輪年代を検証するための、ひとつの基準になる年として使われている。そしてその後、各国で年輪年代学に関する調査が始まった。Svedov(1892)とKapteyn(1914)が年輪で年代を測る方法をそれぞれ独立に発見した(Eckstein 1972)。しかしこれらはすべて系統的な発展を見るに至らなかった(東村 1990)。

年輪年代学の体系化としては、アメリカの太陽物理学者であったDouglass(1928)によって、始められたといえるだろう。彼は太陽黒点の周期が地球上の気象要素と密接な関係にあると考え気象の観測記録を調査したが、気象観測が開始されてまだ年月を経っていないため、過去の気候を記録している自然界の現象を探索した。そして、アリゾナ州のマツ(yellow pine)の年輪幅が乾燥年には狭くなることをつきとめた。彼はこの樹種の年輪幅と形成された年の降水量との間に強い相関関係が認められると報告している。その後、年輪幅変動を指標とする研究は気候学のみならず考古学や建築史などの年代決定にも数々の貢献をするようになった。この研究手法は彼の所属したアリゾナ大学年輪研究所に継承され、Frittsによって飛躍的な発展を遂げた。また、その集大成として“Tree Rings and Climate”(Fritts 1976)にまとめられ、現在世界的な年輪解析学のテキストになっている。

一方、ヨーロッパではMikola(1956)がトウヒ(norway spruce)とマツ(scotch pine)を用いた相関分析によって、フィンランド北部は南部に比べてトウヒがマツより気候の影響を

強く受けていることを示した。さらに、1900-1930年は温暖期、それ以後は寒冷化になることも推定している。Jazewitsch (1961) はカラマツ (european larch) の成長が中央ヨーロッパの森林限界地域 (高標高) では5-6月の気温、温暖乾燥地域では4-6月の雨量と正の相関があると報告し、Feliksik (1972) はポーランドのトウヒ (norway spruce) の成長は6-8月の気温と正の相関があり、雨量とは負の相関であると報告している。

多項式近似による指標年輪幅系列の解析では、Pilcher (1976) が北アイルランドのナラ (ork) を用い、Rostrevor を中心とする約80 km 圏内で年輪幅系列が相似地域になることを確認している。Baillie (1977) は Pilcher の地域の拡大と年輪幅系列の延長に努め、アイルランド北部の約130 km に限定し、ナラ (ork) では年輪幅変動の半分が気候で説明できるとしている。これらのヨーロッパを中心とする年輪研究の成果は Schweingruber (1989) によって“Tree rings”にまとめられた。現在、欧米の研究は年輪気候学や年輪年代学のみならず、火山学、建築学、環境科学など様々な分野で応用されている。次に日本の年輪研究の流れを詳細にまとめることにする。

日本の年輪研究は、研究対象からも時代的に大きく3つの時期に分けて整理することができる。第1期は、Douglass (1928) の研究対象と同様に太陽黒点の周期を検出する年輪気候学の研究が中心である。第2期は、Libby ら (1949) による炭素14年代法で考古学に飛躍的な発展が期待され、年輪年代法がその補足的な手段として話題にのぼった時期である。第3期は、高度成長政策に伴う化石燃料の大量消費が全国的に樹木の衰退を発生させ、その環境指標として樹木を捉えるという課題が加わってきた時期である。

年輪研究の草創期に当たる第1期の研究は、年輪気候学のうちでも太陽黒点の周期の研究が中心である。平野 (1921) が宮崎県狭野神社のスギ風倒木の年輪幅成長量の変化に気象学で言うブリュクナ周期に近い32.9年周期が認められると報告したが、村井 (1932) はアカエゾマツの直径成長の周期と太陽の黒点の周期変動との関係を調べているが、顕著な周期を見い出せなかった。一方、山沢 (1930) は伊勢神宮遷宮材の木曾ヒノキの802層 (1119-1920年) の年輪幅の素データを発表しており、これは“山沢ヒノキ”と呼ばれ、その後このデータは多くの年輪研究者に引用されている。

同様に太陽の黒点の周期解析の目的で、1933-1937年までの5年間にわたり京都大学の学士論文として京都や長野、台湾、朝鮮半島の針葉樹材や広葉樹材について研究が行われた (鈴木 1933, 八木 1935, 山田 1935, 三島 1936, 小村 1936, 奥山 1937, 堀 1937, 松永 1937)。これらの研究は、鈴木の結果を除き、村井の結果とほぼ同様の結論であった。

志田 (1935) は樹齢1050余年の台湾阿里山のベニヒ (formosa cypress) を用いて、年輪幅の狭い年代と飢饉の史実との年代的考察を行っている。そのなかで、年輪幅の経年変化から気候100年と700年周期説を提案している。このほかにも気候の変動周期の研究では、三沢 (1937) が、アカマツの年輪幅からブリュクナの周期に近い  $34.8 \pm 0.7$  年を立証しており、

淵本 (1937) がスギの年輪幅から 30, 110, 350 年の気候の周期の存在を報告している。

一方、年輪幅変動と気候の関連に否定的な報告もある。斎藤 (1948) は、ハリギリ、エゾマツなどの年輪幅変動の周期を調査した結果、ハリギリがエゾマツより時系列の成長率変化の一致はよいが、年輪変動の周期の位相にバラツキが見られる。そのため、年輪によって気候変動を推定することは大きな冒険をおかすことになると、取り扱いを慎重にするように述べている。

第2期に入ると、年輪年代学が考古学の分野にも利用され始めた。奈良法隆寺の再建か非再建の論争から、法隆寺五重の塔の心柱（辺材部が削られ八角形）の腐朽部の年代推定が行われた。建築学者の小原 (1958) は、心柱 344 層の年輪数を計測し成長経過を考察したが、創建年代の推定に対する結論を引き出すには多くの困難が存在する、と述べている。一方、気象学者の西岡 (1972) は、法隆寺の夢殿の桁材の年輪幅変動を基準にして心柱の年輪幅変動を対比し、創建年代を推古 15 年 (西暦 607 年) 以前だと推論している。この推論は、現在の短周期の年輪幅変動を利用したクロスデーティング (crossdating) の手法とは異なり、中・長期の年輪幅変動から推定している。

クロスデーティングの方法論は人類学者の渡辺 (1961) や山岸 (1964) によって、考古学的な側面から紹介されている。考古学的な課題については奈良国立文化財研究所 (1991) が中心となり精力的に行われ、1990 年の時点で西暦 1009 年迄さかのぼる標準年輪幅系列が作成されている。

年輪気候学に関する研究では、気象学者の山本 (1948, 1976) が、台湾産の志田のベニヒと山沢のヒノキの両試料に共通する変動は気候の長期変動が影響していると報告している。さらに、志田のベニヒは大内 (1964) により気候との関連が解析された。ここでは台湾の阿里山、太平山のベニヒの 2 個体以外に山形産のケヤキも加えて、日本の東側の太平洋高気圧、すなわち風力が年輪形成に影響していると推論している。同じく風の影響について、真鍋 (1964) も年輪幅と風との関係を詳細に報告している。それによると、強風により樹幹に障害が発生し、その年度と障害の程度から強風の規模や頻度が推定されたとしている。すなわち、台風の障害による樹幹の斑点は 12.5 m/s 以上で発生すると推察している。

高橋 (1979) は降雨係数 (四手井 1944) がどの程度成立するかについて、東北地方のスギを中心に追求している。堀場 (1977) は日本のスギ、ヒノキや北米のモミ (yellow fir), ネズコ (red cedar) の 277-1600 年生の老齢木を用いて自己相関による周期解析を行っている。その周期は、704, 242, 144, 226, 180, 118 年の気候周期が算出された。Mori (1981) は新しく開発された周期解析のパワースペクトル法により志田のベニヒのデータを解析し、西暦 1100 年から近年までの太陽黒点の周期である 11 年周期を導出している。これは Douglass (1928) が最初に意図した目的そのものであって、太陽の黒点活動が年輪幅に影響を及ぼしていることを周期解析法で検出した日本で初めての論文であると思われる。

1980年以降の気候復元の研究は、年輪幅の変動周期から気候の長期変動を推定する方法が中心である。また解析手法として、気象観測データと指標年輪幅系列データとの関連を統計的な多変量解析で気候の復元をするレスポンスファンクション (response function) 法や年輪密度を指標とする軟X線デンシトメトリが使われ始めた。

レスポンスファンクション法により、武市 (1983) が四国地方のアカマツ、古川 (1993) が中国地方のクロマツ、Kojo (1985) が京都の芦生のスギを用いて解析を行った。彼らの結果を総合すると、指標化された標準年輪幅系列 (指数関数・5年移動平均) が気候の諸要素 (気温、降水量) を説明できる寄与率は約20~60%であった。武市や古川、Kojoの寄与率は年輪年代学の立場からみるとあまり有望な結果ではない。しかし、武市によると、レスポンスファンクション法は気候変動にたいする樹木の成長を知る手段として有効な方法であり、組み込む関数を改良することにより、気候による寄与率は向上することになるであろうと示唆している。

軟X線デンシトメトリにより、野堀 (1994) はアカエゾマツの年輪密度解析から晩材形成期の気温が容積密度に対し正に関与し、冬季の気温と日照が年輪幅と容積密度に対し負に関与すると推察している。また、安江ら (1994) は同じ軟X線デンシトメトリによるアカエゾマツの密度解析から、晩材形成に対し5-8月の成長期の気温が正に、降水量が負に関与し、また容積密度に対し前年秋の気温が負に関与することを明らかにした。

第3期になると、樹木の成長変化は大気汚染の指標として注目され、年輪研究も多様な報告が増えてきた。日本の1960年代から1970年代は大気汚染が社会問題になり、1980年になると地球環境の解明も世界規模の問題として取りあげられ、森林の衰退が指摘された時代であった。このような時代的背景から、樹木をその環境の指標とする年輪解析の研究が新たに生まれしてきた。

鈴木 (1975) は群馬県安中市の東邦亜鉛製錬所周辺のスギを調査し、樹幹中のCd, Zn, Pbの含有量と年輪幅とを対比させた結果、含有量と直径成長の減少との間に正の相関があったと報告した。加藤 (1988 a, b) は福井県の火力発電所周辺のスギの年輪幅を解析し、汚染源からの距離と年輪幅変動との関係が正の相関にあることを明らかにした。

太田 (1978) は、軟X線デンシトメトリによる年輪構造解析を汚染大気下の樹木に応用しており、年輪の最大密度が大気汚染の新しい指標になると示唆した。そして横堀 (1986) が茨城県鹿島臨海工業地帯のアカマツの軟X線デンシトメトリによる年輪構造解析を用いて、工場群の操業前との比較から年輪の最大密度が大気汚染の指標として適している、と太田の結果の有用性を支持している。同じく軟X線デンシトメトリにより、小林ら (1992) は北海道大学苫小牧地方演習林のヨーロッパトウヒの年輪解析を行い、立地間の各時系列変動の一致が最も高いのは早、晩材密度差であったと報告している。

### 1.2.2 手法に関する研究

アメリカの年輪研究の初期の手法はスケルトンプロット (skeleton plot) 法と呼ばれる方法で年輪幅変動を表示したものであった。この方法は年輪幅の計測数値をデータとして扱うのではなく、目視で供試木の年輪幅を観察し、前後の年輪幅と対比させて年輪幅の狭い年を長く、広い年を短く棒グラフを描く逆対数プロットのような表示法である。したがって、樹木の成長にとって厳しい環境の年を強調する手法である。しかし、スケルトンプロット法は個人の主観に及ぶところが大きく、経験と熟練を要するため、客観的な評価という点では問題が残されている。

その後、1950年代以降の計算機の発達にともない、従来の視覚的な方法から計算機による統計解析法へ変化してきた。それが今日一般に使われている指標化法に発展してきた。特にアリゾナ大学年輪研究所のグループは年輪気候学や年輪年代学への応用のみならず、新しい指標化の方法も積極的に開発してきた。Matalas (1962) が年輪幅系列の指標化に指数関数の有効性を提案し、翌年には Fritts (1963) がコンピュータプログラムを開発し、世界的に広く使われている指数関数による指標化を体系化した。また、Polge (1970) が軟X線デンストメトリを年輪の密度解析に応用し、年輪幅や最小密度、最大密度の系列を比較することを利用した新しい年輪解析法を提案した。LaMarche (1972, 1974 a, b) は数値フィルタによる指標化の試験や周波数スペクトル解析による太陽黒点の周期解析を行った。さらに太陽の黒点周期の周期解析にパワースペクトル法や年輪幅成長と気候の諸要素との関連について多変量解析の統計手法を用いる有用性についても触れている。それは年輪幅から過去の気候を復元する手法について、応答関数と伝達関数を利用する方法である。

アリゾナ大学のグループにより開発された手法は、従来の手法に比べて量的な取り扱いに優れているばかりでなく、統計学的に検討された手法として、今日では一般化された方法に発展している (Fritts, 1976)。また、Cook (1990) はスプライン関数の指標化の手法や標準年輪幅系列の特性などについて詳細に検討し、近年の新しい指標化の手法をまとめている。

ヨーロッパでは、ドイツの Huber (1941) が片対数スケールによる年輪幅プロットを考案している。彼は、スケルトンプロット法で成功したアリゾナのような乾燥地帯では、樹木の生育には気象因子のうち降水量が大きく影響するが、ドイツのような気候変動幅が比較的小さな風土の土地に生育する樹木に対して、降水量の影響が弱いとしている。さらに、“年輪指標年”や“特異年”、“年輪指標部”と呼ばれる年輪幅の前年成長量の差 (増減傾向) を記号で表し、年代を照合するアイデアも提案している (国立奈良文化財研究所 1991)。この方法は、個体の年輪幅系列について、前年の成長量に対する当該年の成長量が増加の場合は“+”、減少の場合は“-”を示す時系列の表を作成する。この処理をすべての個体に対して行う。全個体の“+”、“-”を時系列で整理し、“+”あるいは“-”の頻度確率が、全個体数の75%以上が出現する年を年輪指標年あるいは特異年として決定する考え方である。Huber は確率75%以上としてい

るのに対し、国立奈良文化財研究所は90%以上としている。両者の頻度確率から年輪指標年の信頼性を考えれば高い確率の方が良いが、確率を高くすれば年輪指標年の数が少なくなり、照合が困難になるなどの確率の設定に問題が残されている。

手法の研究は日本ではごくわずかである。年輪幅を支配する気候要因に関しては、四手井(1944)が秋田スギを用いて降雨係数なるアイデアを提案している。この方法は、気温や降水量のどちらかでも平年値と比べて極端に異常な場合に成長が阻害される、という考え方から生まれてきた。降水量と気温の比を降雨係数とし、降雨係数に上限と下限を設け年輪幅成長量と対比させる考え方である。高田(1985)はHeikkenen(1984)の“キーイヤ(key year)”を佐渡のスギに応用している。スギの場合には95%の確率で増減の一致を示す個体は約1/3であるとしている。高田は、この低い値から“外国の例のようにキーイヤが存在しないと思う方が良い”と結論している。Huberは1年輪ごとにすべての個体について調べ、同じ増減の傾向が75%以上の個体に出現する年を年輪指標年と定義する考え方である。対して、高田は個体の5年輪の成長の増減傾向が同じ変動を示す頻度からキーイヤを定義している違いがある。

光谷(1987 a, b)は考古学的な利用に視点をおき、木曾と和歌山のヒノキの年輪幅系列が類似の変動をしていることを明らかにし、年輪年代の有用性について調べている。野田(1993)も年輪幅の経年変動が同じように変化する地域を年輪幅系列の相似地域とよび、西日本のスギ、ヒノキの相似地域を作成している。光谷(1987 b)や野田(1993)は、ヒノキの場合、約300-500 kmも離れた地点の年輪幅系列に共通の変動がみられ、年輪年代学の手法に適用する場合に有望な樹種であると述べている。

## 第2章 指標化(標準化)関数の特性

樹木の寿命の長さは、地球上の生物のなかでは他と比較できない最も長命な生物の一つである。そして形成される年輪には、生育時のさまざまな内外の諸要因が時系列変動として記録されていることは古くから知られていた。その年輪幅を指標として太陽黒点の周期を抽出する試みも100年近くの歴史をもっている。

年輪幅変動と外的な諸要因との関係を推論する年輪解析学では、計測された年輪幅系列をそのまま使うのではなく、指標化(標準化)された年輪幅系列を使う。指標化の計算方法は、計測された年輪幅系列を生データとして、その近似式を求め、生データと得られた近似式の比として求められる。

このように年輪幅の絶対値を使わずに、指標年輪幅系列を利用する目的は2つある。その第1は、年輪幅変動に関与すると考えられる樹間競争、生物害、地勢、大気汚染などの外的要因および遺伝的、生理的要素によって形成される傾向変動などの内的要因を除去し、気候に関与する年輪幅変動成分を抽出すること、第2は、年輪幅変動を視覚的な取り扱いではなく、変動を個体間の比較や平均が可能な年輪幅系列に変換することである。

年輪年代学や年輪気候学という指標年輪幅系列には、気候による変動成分のみを含んでいると仮定することにより成立している。すなわち、気候変動のみが広域に共通して年輪形成に影響する要因であるということを根拠にしている。したがって、異なる採取地点に生育する樹木の個体間にも年輪幅の共通性が見られるわけである。

指標化の手法は、年輪研究が進展しているアメリカやヨーロッパで開発されたものである。この手法を日本の樹木に適用する場合に解決しなければならない重要な問題として“指標化のための関数形”を探究することがあげられる。日本のような温暖で湿潤な気候では、樹木の成長変動に与える気候の影響が、成育限界に近い個体に比べて相対的に小さくなる。過去の例では供試木に用いた個体数は単木による解析が多い(平野 1921, 山沢 1930, 堀 1937, 志田 1935, 大内 1964)。複数の個体を平均した標準年輪幅系列による解析を行っていないため、強度の固有変動をもつ供試木を試料とした可能性もある。しかし、コンピュータのなかった時代を考えれば、単木のみでの解析もやむおえないことであった。今日では短時間に計算ができる年輪幅の積算平均による個体差の緩和や微弱な変動の検出も、利用できなかったものと考えられる。

本章では、日本の樹種に適用する場合の各関数形のもつ問題点を統計的に対比することにより、最適な指標化の関数形を探究することを課題とする。比較する指標化関数はアメリカやヨーロッパで多く使われている指数関数と3次多項式(整次関数)、日本で最も多く使われている5年移動平均(等加重移動平均)、安江ら(1994)が推奨しているローパスフィルタ(ガウス形加重移動平均)、そして、本論文において中心的に使う3次多項式とハイパスフィルタを併用した5種類の関数形である。ハイパスフィルタは短周期成分の抽出に優れているが、2-6式のような指標化の使い方ができないため、指標化関数としての特性を備えていない。そのため、3次多項式と併用することにより、指標化の関数として改良した。

関数形を評価する方法として、既知の年輪幅系列からモデル化した5つ型の擬似年輪幅系列を作成する。その5モデルの擬似年輪幅系列について、上述の5種類の指標化関数を操作して指標年輪幅系列を得る。指標年輪幅系列が既知の年輪幅系列と同時性をもつならば、指標化は成功したことになる。両者の年輪幅系列の同時性の評価は相関分析より行う。さらに、実際のアカエゾマツ天然木の実測年輪幅系列についても、それぞれの関数形による指標化を行い、相関分析を行った後に、年輪幅系列の同時性を検証する。擬似年輪幅系列と実測年輪幅系列の双方から最適な関数形を選択と問題点を検討する。

## 2.1 研究方法

樹木の横断面から得られる時系列の実測年輪幅系列をグラフにプロットすると実にさまざまな傾向変動のパターンをしている。3.3節で用いた546個体(表-3-9)の年輪数(自由度)が120年( $t$ -値は自由度60の場合、限界値 $t=2$ で約5%有意水準になる。)以上の個体から100個体を選択し、パターンを分類すると、傾向曲線は5つの代表的な擬似年輪幅系列

$R(t)$ が得られた。

分類された100個体の結果は平坦型 (8%), 指数関数型 (34%), 凹型 (9%), 凸型 (21%), 合成型 (13%) そして複雑で分類ができなかった型 (15%) になった。(2-1) から(2-5)式の各定数は年輪数が120年に近い5個体を平均した年輪幅系列の近似式から求めた値である。特に長い周期・非周期を含まない平坦型の年輪幅系列 $O(t)$ を既知の年輪幅系列として,(2-1)から(2-5)式の近似関数の操作を行い, 図-2-1 (a~e)の5擬似年輪幅系列 $R(t)$ のモデルが作成された。

既知の年輪幅系列を $O(t)$ とすると, 各モデルの擬似年輪幅系列 $R(t)$ は,

$$\text{平坦型で } R(t) = O(t) \quad (2-1)$$

$$\text{指数型で } R(t) = O(t)\exp(-0.025t) \quad (2-2)$$

$$\text{凹型で } R(t) = O(t)(0.001t^2 - 0.129t + 5.212) \quad (2-3)$$

$$\text{凸型で } R(t) = O(t)(-0.004t^2 + 0.632t - 0.014) \quad (2-4)$$

$$\text{合成型で } R(t) = O(t)(0.0002t^3 + 0.003t^2 + 0.007t + 1) \quad (2-5)$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, n-1, n$$

で表された。

計測された年輪幅系列は同じ樹齢であっても, 樹幹直径が異なる場合には単純な平均ができない。それらを平均可能な数値系列に変換しなければならない。その方法は指標化することにより可能になる。

指標化された年輪幅系列 $I(t)$ は指標化関数 $G(t)$ に対する実測年輪幅系列 $R(t)$ (ここでは擬似年輪幅系列)の比として算出される(2-6式)。

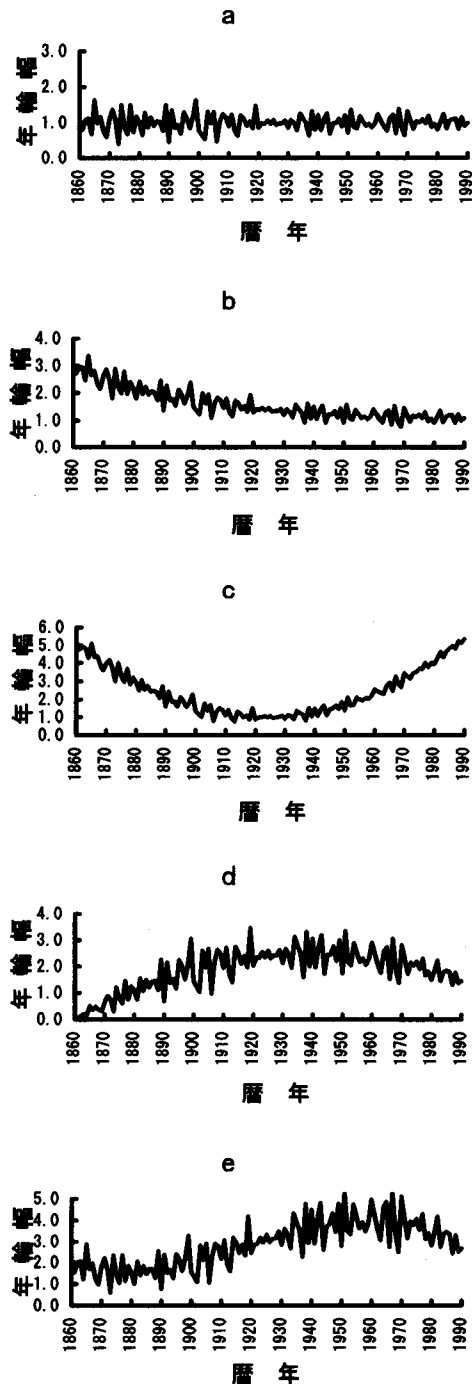


図-2-1 平坦型 $O(t)$ を基準に作成された5モデルの擬似年輪幅系列  
注) a: 平坦型, b: 指数型, c: 凹型, d: 凸型, e: 合成型

$$I(t) = \frac{R(t)}{G(t)} \quad (2-6)$$

$t=1,2,3,\dots,n-1,n$

$R(t)$ : 実測年輪幅系列

$G(t)$ : 実測年輪幅系列  $R(t)$  から求めた近似式

指標年輪幅系列  $I(t)$  の値は近似式  $G(t)$  に使う関数形によって異なってくる。したがって、指標化のための最適な関数形は重要な意味をもつ。理想的な指標年輪幅系列には気候による変動のみを含む年輪幅系列に変換されることが望ましい。

指標化された2組の年輪幅系列の同時性を判定するために、残差2乗和や相関分析が用いられる。2組の年輪幅系列をそれぞれ  $x_i, y_i$  とすると残差2乗和  $e$  は

$$e = \sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2 \quad i=1,2,3,\dots,n-1,n \quad (2-7)$$

で表される。残差2乗和  $e$  の最小のものが有名な「最小2乗」のあてはめの基準になり、判定は  $e$  の大小で比較することができる。

また、2組の年輪幅系列の間の相関係数  $r$  によって判断することもできる。同様に年輪幅系列を  $x_i, y_i$  とすると相関係数  $r$  は

$$r = \frac{\sum x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sqrt{(\sum x_i^2 - n \bar{x}^2)(\sum y_i^2 - n \bar{y}^2)}} \quad (2-8)$$

になる。

相関係数  $r$  は自由度  $n$  (年輪数) が同じであれば  $r$  の値で単純に比較できる。本研究の擬似年輪幅系列  $R(t)$  は1組の既知の年輪幅系列  $O(t)$  から作成されたモデルであり、自由度はすべて同じであることから、相関係数の大小により同時性の比較が可能である。自由度が異なる場合には、相関係数  $r$  から自由度の違いを補正する  $t$ -値でもって比較することもできる。 $t$ -値の計算式は相関係数  $r$  から (2-9) 式により求められる。

$$t = \frac{|r| \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (2-9)$$

$t$ -値は自由度60の場合には、限界値  $t=2.0$  で約5%の有意水準になり、 $t=3.5$  では約0.1%になる。求められた  $t$ -値が大きいほど両者の年輪幅系列が相似していることになる。

具体的な特性評価の方法は、既知年輪幅系列  $O(t)$  と (2-6) 式で指標化された指標年輪幅値  $I(t)$  とを対比して、相関分析により最適な関数形が選択できる。

また、年輪幅系列のモデルから得られた指標化関数の評価を、実測の年輪幅系列に適用した場合の検討も行う。供試木として雨龍地方演習林411林班のアカエゾマツ天然木10個体を用いて、5種類の関数による指標化を行う。供試木の概要を表-2-1に示す。得られた10組の指標年輪幅系列間のすべての組み合わせで相関係数を求めて  $t$ -値を得る。得られた  $t$ -値について

て関数別に平均値を求め、その大きさから関数形の評価を行う。天然木の傾向変動曲線は造林木に比べて複雑な成長過程が予想されることから、モデルの曲線より複雑な合成型の曲線の形をしている。もし、天然木を用いた場合においてもモデルと同様の指標化の関数形が選択されたとなれば、その関数形は指標化関数として適当である。

表-2-1 アカエゾマツ供試木の概要 (北海道大学雨龍地方演習林411林班)

樹種	アカエゾマツ
採取地	北海道大学雨龍地方 演習林411林班
林分	天然林
樹幹部位	胸高 (約1.3m)
個体数	10 (コアサンプル)
最小胸高直径	352mm
平均胸高直径	525mm
最大胸高直径	724mm
最小年輪数	98
平均年輪数	143.1
最多年輪数	288
採取年	1993

## 2.2 結果

### 2.2.1 指数関数近似

指数関数は、指標化のための世界的に広く使われている代表的な関数形である。アリゾナ大学年輪研究所では早くから指数関数を使った標準年輪幅系列を作成している。樹木の成長曲線に指数関数を利用するのは、前年の成長量が当該年の成長に影響を与える樹木の生理的な特性を表現するのに適した関数形であることが根拠になっている。

堀場 (1980) によると、成長式を導くには樹木の成長時の時間 (年)  $t$  における平均直径を横軸に、時間  $t+1$  における平均直径を縦軸にとった定差図あるいは差分図が直線の線形関係が成り立つので、一次の定差方程式は (2-10) 式で表される。

$$f(t+1) = af(t) + b \quad (2-10)$$

ここで時間  $t=0$  の時、直径  $f(0)=0$  なる初期条件を与えると、この定差方程式の解は、

$$\begin{aligned} f(t) &= C \cdot a^t + \frac{b}{1-a} \\ &= C \cdot \exp(-\ln a \cdot t) + \frac{b}{1-a} \end{aligned} \quad (2-11)$$

となり、理想的な年輪幅の傾向曲線は指数関数で表されることがわかる。

これは Mitscherlich の単木成長方程式 (箕輪 1982) と呼ばれている。指数関数による近似式  $G(t)$  は、

$$G(t) = a \exp(-bt) + c \quad (2-12)$$

が一般的に用いられている。モデルによる指標化の方法は (2-12) 式の  $G(t)$  を (2-6) 式に代入して求める。

5モデルの擬似年輪幅系列 $R(t)$ から指数関数近似により得られた指標年輪幅系列 $I(t)$ と既知年輪幅系列 $O(t)$ との相関係数(表-2-2)について比較してみる。平坦型と指数型は曲線の形が単調なため、指数関数のもつ特性から $I(t)$ 年輪幅系列と $O(t)$ 年輪幅系列の相関係数は、平坦型で $r=0.977$ 、指数型で $r=0.875$ と高い値を示している。一方、長周期が含まれる年輪幅系列の凹型、凸型、合成型は $I(t)$ と $O(t)$ の年輪幅系列の間に大きな差が生じていることが相関係数の低さから判る。凹型では $r=0.225$ 、凸型は $r=0.569$ 、合成型は $r=0.321$ と低い値である。また、指標年輪系列 $I(t)$ が既知の年輪幅系列 $O(t)$ を説明できる寄与率 $r^2$ は、相関係数 $r$ (表-2-2)から、平坦型は $r^2=0.955$ と高く、合成型は $r^2=0.103$ と低い値であることが判明した。

アカエゾマツの実測年輪幅系列では自由度(年輪数)が異なることから、指数関数による指標化の評価は、平均 $t$ -値の大きさを他の指標化関数と比較した。表-2-1の供試木の実測年輪幅系列により得られた10組の指標年輪幅系列からそれぞれの $t$ -値を求め、平均 $t$ -値を算出した。その結果( $t=2.0$ )を表-2-3に示す。

表-2-2 擬似年輪幅系列 $R(t)$ から求めた指標年輪幅系列 $I(t)$ と既知年輪幅系列 $O(t)$ との相関係数 $r$ (上段)と寄与率 $r^2$ (下段)の比較

近似関数 $G(t)$ の種類	平坦型	指数型	凹型	凸型	合成型	平均
指数関数	0.977	0.875	0.225	0.569	0.321	0.593
	0.955	0.766	0.051	0.323	0.103	0.440
3次多項式	0.998	0.739	0.889	0.998	0.997	0.924
	0.997	0.546	0.790	0.997	0.995	0.865
5年移動平均	0.979	0.938	0.895	0.977	0.979	0.953
	0.958	0.880	0.800	0.954	0.958	0.910
ローパスフィルタ(Tc=15)	0.984	0.946	0.899	0.984	0.984	0.960
	0.969	0.895	0.808	0.968	0.969	0.922
ハイパスフィルタ(Tc<5)	0.984	0.941	0.954	0.980	0.983	0.968
	0.968	0.885	0.910	0.960	0.966	0.938
3次多項式+ハイパスフィルタ(Tc<5)	0.985	0.955	0.976	0.989	0.991	0.979
	0.970	0.912	0.953	0.978	0.982	0.959

表-2-3 近似関数 $G(t)$ から求めた指標年輪系列間の平均 $t$ -値(雨龍演習林411林班アカエゾマツ供試木注)無印:無相関,\* :有意水準5%以下,\*\* :有意水準1%以下

近似関数 $G(t)$ の種類	平均 $t$ -値
指数関数	2.0
3次多項式	2.5*
5年移動平均	3.3**
ローパスフィルタ(Tc=15)	4.1***
ハイパスフィルタ(Tc<5)	3.6***
3次多項式+ハイパスフィルタ(Tc<5)	4.1***

### 2.2.2 3次多項式近似

多項式近似は主にヨーロッパで使われていた指標化の関数形である。年輪幅系列の傾向変動に対する近似は、指数関数に比べて複雑な変動にも対応できる特長をもっている。しかし、指数関数のように年輪幅系列が樹木の肥大成長の理論的な裏付けを根拠にしているわけではない。したがって、この近似式はあくまで年輪幅系列とその近似曲線の適合性に重点をおく考え方であり、樹木の遺伝的な成長曲線との整合性をもつ指標化の根拠はない。

一般に使われている多項式近似による関数の次数の決定には、年輪幅系列とその近似式との残差2乗和を計算し、残差の改善程度から判定する。例えば、 $m$ 次と $(m+1)$ 次の残差2乗和の改善の割合が5%以上の場合には関数の次数をあげ $m+1$ とし、5%未満の場合には $m$ 次の次数で終了する方法が採られている。この方法によれば、複雑な時系列の曲線でも自由度が $n$ の場合は $(n+1)$ 項で完全な曲線を説明できる。

指標化の関数に多項式を用いた指標年輪幅系列では、データ系列の両端付近で極端に残差が大きくなることがしばしば見受けられる。このデータ系列の両端で生ずる異常な近似成分がクロスデーティングや積算平均の際に障害になることが指摘されている (Fritts 1976)。

樹木の年輪幅系列に使われる次数は、3次の多項式で近似される場合が多い。3次の近似式は、

$$G(t) = at^3 + bt^2 + ct + d \quad (2-13)$$

と表され、(2-13)式の近似式 $G(t)$ を(2-6)式に代入することにより指標化の年輪幅系列が求められる。

5モデルの擬似年輪幅系列 $R(t)$ から3次多項式近似により得られた指標年輪幅系列 $I(t)$ と既知年輪幅系列 $O(t)$ との相関係数(表-2-2)について比較してみる。すべての型の年輪幅系列において、指数関数近似に比べて高い値を示していることが判る。平坦、凸、合成型では相関係数が $r=0.998$ 前後を示すことから、指標年輪幅系列は既知年輪幅系列にほぼ復元されたことがわかる。指数型は相関係数 $r=0.739$ と最も低い値を示すが、寄与率 $r^2=0.546$ から $I(t)$ は全変動の約55%を説明している。この結果から指標化関数としての3次多項式は指数関数より優れていることが推察される。

アカエゾマツの実測年輪幅系列の3次多項式による指標化の評価は、他の指標化関数と比較するため、平均 $t$ -値を用いた。表-2-1の供試木から実測年輪幅系列により得られた10組の指標年輪幅系列を作成し、それぞれの $t$ -値を求めて平均 $t$ -値を算出した。得られた平均 $t$ -値( $t=2.5$ )の結果を表-2-3に示す。指数関数の $t=2.0$ に対して、3次多項式近似では $t=2.5$ と大きくなっている。

### 2.2.3 数値フィルタ

#### — 5年移動平均・ローパスフィルタ・ハイパスフィルタ —

数値フィルタは、計算機の発達やエレクトロニクス回路のデジタル化などにより近年進展してきた技術である。任意の遮断周波数を設定できる点や特定の周波数成分のみを抽出できるなどの特長を備えている。しかし、多項式近似と同じように樹木の成長の理論的な裏付けをもつ関数形ではない。数値フィルタにはさまざまな形の改良形があり、Leith Holloway (1958)の研究に詳しく紹介されている。ここでは数値フィルタの設計法について簡単に解説する。

数値フィルタは等加重移動平均（矩形加重移動平均、または単に移動平均）やガウス形の加重移動平均とも呼ばれている。これらはローパスフィルタの特性をもっている。

Leith Holloway (1958)によると、数値フィルタの加重係数値の計算式は、フィルタの周波数応答を $R(f)$ とすると、

$$R(f) = \int_{-\infty}^{\infty} \omega(t) \cos(2\pi ft) dt = 2 \int_0^{\infty} \omega(t) \cos(2\pi ft) dt \quad (2-14)$$

$\omega(t)$ が連続関数の場合には

$$R(f) = \sum_{k=-n}^n \omega_k \cos(2\pi fk) = \omega_0 + 2 \sum_{k=1}^n \omega_k \cos(2\pi fk) \quad (2-15)$$

と表される。

等加重移動平均の場合の項の数は $(2n+1)$ であるから、

$\omega_{-k} = \omega_k, \omega_k = 1/(2n+1)$ となる。周波数応答は(2-15)式で計算され、

$$R(f) = \omega_0 + 2\omega_1 \cos(2\pi f \Delta t) + 2\omega_2 \cos(4\pi f \Delta t) + \cdots + 2\omega_n \cos(2n\pi f \Delta t) \\ = (2n+1)^{-1} [1 + 2\cos(2\pi f \Delta t) + 2\cos(4\pi f \Delta t) + \cdots + 2\cos(2n\pi f \Delta t)] \quad (2-16)$$

$\Delta t$ はデータの区間(interval),  $T$ は周期の区間(filtering interval)になり、 $R(f)$ の単位は周波数(cycles per data interval)である。

以上の結果から等加重移動平均の周波数応答の式は

$$R(f) = 2 \int_0^{T/2} T^{-1} \cos(2\pi ft) dt = (\pi f T)^{-1} \sin(\pi f T) \quad (2-17)$$

で求められる。

5年の等加重移動平均の周波数応答の結果を図-2-2の太線(e)で示す。図から明らかのように、等加重移動平均には約4年の付近にリップル(ripple)と思われるマイナス方向の歪みが出現する。等加重は矩形の加重関数であるため、矩形の両端の急激な立ち上がりや立ち下りの垂直のこう配が高周波成分の歪みのリップルを発生させる原因になる。

次に、高周波成分のリップルの歪みが少ないガウス形の加重をもつ加重移動平均の数値フィルタの設計について計算する。

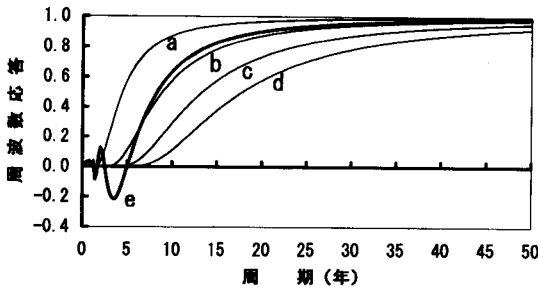


図-2-2

5年等加重移動平均とローパスフィルタの周波数応答と周期特性の関係

注) a:  $T_c=5$  年, b:  $T_c=10$  年, c:  $T_c=15$  年, d:  $T_c=20$  年, e: 5年移動平均 ( $T_c$ : 周波数応答が50%に減衰する周期)

ガウス形の加重 $\omega(t)$ を

$$\omega(t) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp(-t^2/2\sigma^2) \quad (2-18)$$

とすると, (2-15) 式の周波数応答式は

$$R(f) = \exp(-2\pi^2\sigma^2 f^2) \quad (2-19)$$

になる。(2-19)式から求めた5, 10, 15, 20年の周期に設計した周波数応答の様子を図-2-2のa, b, c, dの細線で示す。

等加重移動平均とガウス形加重移動平均との周波数応答の曲線から, ガウス形加重平均には高周波成分のリップルによる振動が無くなっていることが明らかである。さらにその曲線の遮断周期も自由に選択できることが大きな特長である。

### 5年移動平均

等加重移動平均 (本節では単に移動平均と呼ぶ) は矩形加重移動平均や移動平均とも呼ばれ, 取り扱いが簡単なことから古くから使われている方法である (村井 1932, 鈴木 1933, Outi 1961, 光谷 1987 a, b, 小林ら 1992)。その他に時系列の曲線や電気信号の雑音除去のスムージングの方法 (南 1986) としても知られている。例えば, 太陽活動の解析から始まった年輪気候学の初期の研究は太陽黒点の周期の解明に関するものが多く, “11年周期”を抽出する目的から移動平均が頻繁に使われてきた。また年輪年代学では, 短周期の変動が簡単に抽出することができることから,  $(2m+1) = 5$  の5年の移動平均が国内では使われている。5年移動平均による傾向曲線  $G(t)$  の計算は (2-20) 式により求められる。

$$G(t) = \sum_{k=-m}^m \omega(k) R(t+k) \quad (2-20)$$

但し,  $\omega(k) = 1/(2m+1)$ ,  $m=2$ ,  $t=1, 2, 3, \dots, n-1, n$

指標年輪幅系列  $I(t)$  には (2-6) 式の  $G(t)$  に (2-20) 式を代入することにより求められる。

5モデルの擬似年輪幅系列  $R(t)$  から5年移動平均により得られた指標年輪幅系列  $I(t)$  と既知年輪幅系列  $O(t)$  との相関係数 (表-2-2) について比較してみる。この相関係数の値が,

$r=0.895\sim 0.979$  とほぼ同じ程度の高い値であった。すなわち、各モデルの相関係数が高い値のところではバラツキが小さくなっていることは、指標化によって得られた年輪幅系列が既知の年輪幅系列  $O(t)$  に近い値まで復元された結果を表していることになる。

アカエゾマツの実測年輪幅系列における5年移動平均による指標化の評価は、他の指標化関数と比較するため、前節の方法と同様に平均  $t$ -値を用いた。表-2-1の実測年輪幅系列により得られた10組の指標年輪幅系列を作成し、それぞれ  $t$ -値を求めて平均  $t$ -値を算出した。その結果を表-2-3に示す。得られた平均  $t$ -値 ( $t=3.3$ ) の結果を表-2-3に示す。指数関数が  $t=2.0$ 、多項式近似が  $t=2.5$  に対して、5年移動平均は  $t=3.3$  と大きくなっている。

### ローパスフィルタ

ガウス形加重移動平均はガウス形の加重係数をもつ移動平均である。移動平均と同様に取り扱いが簡単である。一般的にはローパスフィルタと呼ばれている。ガウス形加重移動平均(本節ではローパスフィルタと呼ぶ)は移動平均と違って、高周波領域にリップルのない周波数特性をもち、任意の遮断周波数 (cut-off frequency) を選択できることが特長である。遮断周波数の定義について Cook (1985) は、周波数応答 (frequency-response) が50%に減衰する周期  $T_c$  (50% frequency-response cutoff) としている (図-2-2の a, b, c, d の細線)。

加重係数  $\omega_k$  の計算方法は (2-18) 式の  $\sigma$  に任意の周期の値を入力することにより算出され、係数の符号はすべて正の値になる。安江ら(1994)も同様に Cook の周波数応答が50%に減衰する周期  $T_c$  を用いて表している。本章でも  $T_c$  を用いることにし、 $T_c=5, 10, 15, 20$  年の加重番号に対する加重係数  $\omega_k$  を表-2-4に示す。

表-2-4から、長周期になるにしたがってガウス形のピークの高さは低くなり、半値幅は広がっていく様子が判る。また  $m$  が増すと加重の個数 ( $2m+1$ ) も増え、年輪幅系列の両端の  $2m$  個分のデータが欠落するため、時系列の短いものには使えないという欠点をもつ。なお、加重係数の値はガウス分布の関数であるため裾は無限に続くが、計算では表-2-4の値を使い、表示値以下の小さい加重係数値はカットした。ガウス形数値フィルタのローパスフィルタの場合の傾向変動は、等加重移動平均の (2-20) 式に  $1/W$  の係数を乗じた (2-21) 式で表される。

$$G(t) = (1/W) \sum_{k=-m}^m \omega(k) R(t+k) \quad (2-21)$$

但し、(2-21) の  $W$  は (2-22) 式の正規化 ( $W=1$ ) の条件が求められるため、

$$W = \sum_{k=-m}^m \omega(k) = 1 \quad (2-22)$$

になる。 $W$  を (2-22) のように正規化 ( $W=1$ ) すると (2-21) 式は

表-2-4 数値フィルタの加重番号と加重係数  
注)  $T_c$ : 周波数応答が50%に減衰する周期

加重番号 $k$	加重係数 $\omega(k)$				
	ハイパスフィルタ $T_c < 5$	ローパスフィルタ			
		$T_c=5$	$T_c=10$	$T_c=15$	$T_c=20$
-7					0.013
-6					0.024
-5				0.022	0.039
-4			0.013	0.044	0.058
-3	-0.0007		0.047	0.078	0.080
-2	-0.0269	0.027	0.117	0.116	0.100
-1	-0.2331	0.233	0.200	0.147	0.114
+0	0.5214	0.479	0.239	0.160	0.120
+1	-0.2331	0.233	0.200	0.147	0.114
+2	-0.0269	0.027	0.117	0.116	0.100
+3	-0.0007		0.047	0.078	0.080
+4			0.013	0.044	0.058
+5				0.022	0.039
+6					0.024
+7					0.013

$$G(t) = \sum_{k=-m}^m \omega(k) R(t+k) \quad (2-23)$$

になり、實際上、等加重移動平均の(2-20)式と同じ形になる。したがって、加重係数の合計値は $W=1$ にすることが望ましい。しかし、今回のケースでは、カットされた枠外の係数値は枠内の加重係数値に比べて小さいことから、周波数特性に現れる歪みも小さいものと予想され、表-2-4の加重係数値をそのまま用いて算出した。安江ら(1994)の結果によると、 $T_c=15$ に設定した場合に平均の $t$ -値が高くなり、 $T_c=15$ が適当であるとしていることから、本節でもこの周期を用いて解析を行った。

指標化の関数の算出法は等加重移動平均と同様に、(2-23)式の加重係数 $\omega(k)$ に表-2-4の $T_c=15$ における加重係数 $\omega(k)$ を与えればよい。

前述の方法により、5モデルの擬似年輪幅系列 $R(t)$ からローパスフィルタにより得られた指標年輪幅系列 $I(t)$ と既知年輪幅系列 $O(t)$ との相関係数(表-2-2)について比較してみる。ローパスフィルタの各モデルにから得られた相関係数 $r=0.899\sim 0.984$ は、移動平均と同様に高い値でまとまっており、バラツキが小さくなっていることが判る。

アカエゾマツの実測年輪幅系列におけるローパスフィルタによる指標化の評価は、他の指標化関数と比較するため、平均 $t$ -値を用いた。表-2-1の実測年輪幅系列により得られた10組の指標年輪幅系列を作成し、それぞれ $t$ -値を求めて平均 $t$ -値を算出した。その結果を表-2-3に示す。得られた平均 $t$ -値( $t=4.1$ )の結果を表-2-3に示す。指数関数が $t=2.0$ 、多項式近似が $t=2.5$ 、5年移動平均が $t=3.3$ に対して、ローパスフィルタは $t=4.1$ と大きくなっ

ている。

### ハイパスフィルタ

フィルタの計算方法については2. 2. 3節の数値フィルタの項で述べているので省略するが、ハイパスフィルタの加重係数の計算法を次に示す。

ローパスフィルタの周波数応答式を $R(f)_1$ と表す。次に $R(f)_1$ よりさらに高い周波数までを透過させるローパスフィルタの周波数応答式を $R(f)_2$ と表す。この2つの式の差 $R(f)_b$ は(2-24)式で表される (Leith Holloway 1958)。

$$R(f)_b = R(f)_2 - R(f)_1 \quad (2-24)$$

$R(f)_b$ はバンドパスフィルタと呼ばれているもので、特定の周波数や中間の周期成分のみを抽出する目的に使われる。

ハイパスフィルタ $R(f)_h$ は(2-25)式により求められる。

$$R(f)_h = 1 - R(f)_2 \quad (2-25)$$

したがって、ハイパスフィルタ $R(f)_h$ を設計するには、全周波数を透過させる成分から、高周波まで透過させるローパスフィルタの成分 $R(f)_2$ を引いたものとして導かれる。

このハイパスフィルタは短周期の成分を選択的に抽出できることから、短周期の年輪幅の相関係数を求める場合に有効なため、年輪年代法にも適している方法であると考えられる(野田1994)。年輪年代学で必要な情報は、広い地域にわたっての共通の年輪幅変動であればよく、この共通の変動が気候の要因であることが望ましい。しかし、必ずしも気候でなくてもよい。例えば、地震や台風によって形成された短周期の年輪幅変動でもよいが、この場合も広い地域に共通の要因であることが要求される。

5年以下の短周期成分を透過させるハイパスフィルタの加重係数を表-2-4に示す。また、5年以下の短周期成分を透過させるハイパスフィルタ( $T_c < 5$ )を用いた5モデルの擬似年輪幅系列からの指標年輪系列 $I(t)$ と既知の年輪幅系列 $O(t)$ との相関係数の結果を表-2-2に示す。得られた値は他の関数形と比べても大きな差はない。特に、数値フィルタの結果で最も相関係数 $r$ が高いローパスフィルタ( $T_c = 15$ )の合成型モデルと対比すると、相関係数 $r$ が0.984と0.983の小差であり、他のモデルにおいても同様に大差がない。従って、モデルの年輪幅系列に関してはローパスフィルタとほぼ同様の周期の特性をもっていることが相関係数の計算から推察される。

指標化は、2. 1節で述べたように傾向変動を除去することを目的とし、年輪幅系列と指標化の関数との比をとって、傾向変動の影響を補正している。ところが、ハイパスフィルタは指標化の比(2-6式)を求めず直接短周期成分を抽出しているため、傾向変動の影響が数値に

表れてくるという欠点をもつことになる。この欠点をもちながらもハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) による相関分析の結果 (表-2-2) では、他の指標化との比較でも相関係数に大きな差が生じていない。そこで、この欠点を補正すればさらに改善されることが期待できる。

年輪幅変動は短・中・長周期の変動が合成 (積算) されたものであると仮定すれば、短周期の微小な年輪幅の絶対値は、長周期の大きな年輪幅 (傾向変動) の値によって影響を受ける。すなわち順調に生育した造林木の年輪幅のモデルの場合には、中心の髓付近では幅が広く、外側の樹皮近くなるにつれて幅が狭くなる。このような傾向変動をもつ年輪幅の場合には、ハイパスフィルタにより抽出した短周期の年輪幅の絶対値は髓付近では大きく、樹皮付近では小さくなる。この短周期の年輪幅系列が気候により影響を受けるものと考え、髓付近で大きく、樹皮に近づくにつれて小さくなるとは考えられない。したがって、ハイパスフィルタによって抽出された年輪幅系列は、明らかに傾向変動の影響が現れてくる欠点がある。

この欠点を改善する方法として、3次多項式とハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) 併用の方法を考えてみる。3次多項式の指標化の算出の方法は、計測された年輪幅系列を  $R(t)$ 、3次多項式で近似した近似関数  $G(t)$  を  $G(t) = at^3 + bt^2 + ct + d$  とすると、3次多項式の指標年輪幅系列  $I'(t)$  は (2-26) 式になる。

$$I'(t) = \frac{R(t)}{G(t)} = \frac{R(t)}{at^3 + bt^2 + ct + d} \quad (2-26)$$

続けてハイパスフィルタの指標化を行うが、ここで  $R'(t) = I'(t)$  と置き換えてから (2-27) 式に代入して、再びハイパスフィルタの指標化を行って求められる。

$$I(t) = \sum_{k=-m}^m \omega(k) R'(t+k) \quad (2-27)$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, n-1, n \quad m = 3$$

$R'(t)$ : 3次の多項式を用いた指標年輪幅系列

すなわち、傾向変動を補正するため、素データの年輪幅系列に3次の多項式で指標化を行った年輪幅系列を作る。次にその指標年輪幅系列に対してハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) 処理をする方法である。

5モデルの擬似年輪幅系列  $R(t)$  からハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) の改善の試みにより得られた指標年輪幅系列  $I(t)$  と既知年輪幅系列  $O(t)$  との相関係数 (表-2-2) について比較してみる。合成型のモデルでは、ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) のみでは相関係数  $r = 0.983$  であったが3次多項式との組み合わせにより  $r = 0.991$  とわずかに高くなっていることが判明した。

ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) によって、アカエゾマツの実測年輪幅系列から抽出された短周期成分の年輪幅系列の評価は、他の指標化関数と比較するため、平均  $t$ -値を用いた。実測年輪幅系列 (表-2-1) により得られた10組の指標年輪幅系列を作成し、それぞれ  $t$ -値を求めて平均  $t$ -値を算出した。得られた平均  $t$ -値 ( $t = 3.6$ ) の結果を表-2-3に示す。

同様に3次多項式+ハイパスフィルタ( $Tc < 5$ )による結果( $t = 4.1$ )も表-2-3に示す。平均 $t$ -値の最大値は3次多項式+ハイパスフィルタ( $Tc < 5$ )で、以下ローパスフィルタ、ハイパスフィルタ( $Tc < 5$ )、5年移動平均、3次多項式、指数関数の順に小さくなっている。

### 2.3 考察

年輪年代学で必要な情報は、形成された年輪幅が広い地域にわたって共通の時系列変動をしていることである。そして、この共通の変動を形成する外的要因が気候の要因であることが望ましいが、必ずしも気候でなくてもよい。例えば、地震や台風によって形成された年輪幅変動でもよいが、この場合にも広い地域に共通する要因でなければならない。本章の目的は気候要因を抽出する最適な指標関数を選択することであった。この視点から以下に各指標化について考察を述べる。

**指数関数近似**：指標年輪系列 $I(t)$ が既知の年輪幅系列 $O(t)$ を説明できる割合の寄与率 $r^2$ (表-2-2)は、平坦型( $r^2 = 0.955$ )や指数型( $r^2 = 0.766$ )が高く、凹型( $r^2 = 0.051$ )や合成型( $r^2 = 0.103$ )では低くなっている。この寄与率をみると、指数関数を指標関数に使う場合、傾向変動の型としては平坦型や指数型で、かつ自由度が大きく単調な曲線の長周期の変動をもつ型には適している。しかし、年輪幅系列の周期が短周期と中周期が複雑に混在する凹、合成型のような変動の場合には、不適当な関数形であることがわかった(表-2-2, 表-2-3)。

中・長期の変動として考えられるものに樹間競争がある。樹間競争は、極めてローカルな競争現象であり、競争の対象木が無くなるまで続くため、相互に中・長期間の影響が生じるものと考えられる。この場合の影響は年輪幅系列には中・長周期の変動として表れてくる。樹間競争の影響を強く受けた個体の年輪幅の場合、指数関数による指標化は、周期特性から長周期成分は除去され、樹間競争の短・中周期の両方の変動成分が残される年輪幅系列になる。年輪幅系列からこの樹間競争に関与する中周期の成分を除くことが出来ない限り、広い地域に共通した年輪幅の時系列変動をもつ指標化された年輪幅系列の抽出は、困難であると考えられる。

**3次多項式近似**：擬似年輪幅系列のモデルが単調な傾向変動のため、近似が非常に良好に処理されたことが表-2-2の相関係数の結果から推測される。5パターンのモデルの擬似年輪幅系列から求めた3次多項式による指標年輪系列 $I(t)$ が既知の年輪幅系列 $O(t)$ を説明できる寄与率 $r^2$ を対比すると、合成型( $r^2 = 0.995$ )で最も高く、指数型( $r^2 = 0.546$ )で最も低くなっている。3次多項式は、複雑な関数形による擬似年輪幅系列を作成すれば、近似が難しくなり、指数関数と同様に寄与率が低くなることが予想される。また、多項式近似は指数関数近似のように成長曲線の理論的な裏付けをもたない関数であり、近似を向上させるために関数の次数をどこまであげるか、指標化の関数形としては問題が残る関数形である。

**数値フィルタ**：数値フィルタの指標年輪系列 $I(t)$ が既知の年輪幅系列 $O(t)$ を説明できる割合の寄与率 $r^2$ (表-2-2)の平均値をみると、5年移動平均が低く、以下ローパスフィルタ( $Tc =$

10), ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ), 3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) のであった。詳細に見ると, 3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) は他の指標化関数より各モデルとも多少高く, 5年移動平均が反対に低い。5年移動平均はこれまでも多くの解析で使われており, 村井 (1932), Outi (1961, 1962, 1964), 野田 (1983), 光谷 (1987 a, b), 小林ら (1992), 古川ら (1993) などがこの指標化を採用している。

5年移動平均とローパスフィルタ ( $T_c = 15$ ), ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ), 3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) による検定では大きな差が見つからなかった。しかし, 図-2-2の周期特性を見ればローパスフィルタ ( $T_c = 15$ ) とハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) には5年移動平均のように高周波部分のリップル (歪み) が無いことがわかる。このリップルを考慮すると, 表-2-2の5年移動平均とローパスフィルタ ( $T_c = 15$ ) やハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) との相関係数の小さな差はその影響かも知れない。

以上の5種類の指標化関数を5モデルの年輪幅系列に当てはめた結果から, 寄与率の高さとバラツキから指数関数が, 高周波成分のリップルから5年移動平均が除去されると考えられる。またハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) と3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) を対比すると, ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) は, 3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) が長周期の傾向変動の改善を考慮すれば, 除去することができるだろう。以上の点から, ローパスフィルタ ( $T_c = 15$ ) と3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) が指標化関数として残された。

次にアカエゾマツ天然木に5種類の指標化関数を適用した場合の考察を行う。表-2-3のアカエゾマツの天然木の10本の供試木について相関分析から得た平均  $t$ -値の結果をみると, 平均  $t$ -値の大きい値を得た関数形は上位から, 3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ), ローパスフィルタ ( $T_c = 15$ ), ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ), 5年移動平均, 3次多項式, 指数関数の順になった。3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) は実際のアカエゾマツ天然木についても平均  $t$ -値が最も大きくなっている。

以上の結果から, モデルによる評価ではローパスフィルタ ( $T_c = 15$ ) と3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) が, 実測のアカエゾマツにおける指標化では3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) が選ばれた。安江ら (1994) は5年~30年までのフィルタの周期を変えたで, アカエゾマツ天然木の解析では,  $T_c = 15$ 年のローパスフィルタが有効な関数形であると導いている。しかし, 3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) とは対比していないため, 両者の周期特性から指標化関数の最適化について考察を行う。

年輪幅系列の不規則波形を短, 中, 長周期成分の和と考え, 3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) とローパスフィルタ ( $T_c = 15$ ) の2種類についての周期特性を図-2-2から抜粋して, 図-2-3に整理して示した。実測された年輪幅系列はA, B, Cの領域に周期を分割して考えると, 図のA領域が短周期 ( $T_c < 5$ ), B領域が中周期成分 ( $5 \leq T_c \leq 15$ ), C領域が長周期成分 ( $T_c > 15$ ) の透過成分を表現している。

ローパスフィルタの処理をした年輪幅系列は、図の長周期を透過させたC領域の長周期成分のみの年輪幅系列 $G(t)$ が得られる。一方、指標年輪幅系列は長周期成分のみの年輪幅系列を $G(t)$ として(2-6)式に代入して求められるため、結果的にローパスフィルタの $I(t)$ は長周期成分が除かれた短(A領域)・中(B領域)周期成分を含む年輪幅系列になる。この周期特性をもつ年輪幅系列は短・中周期の気候や年代の推定に適する。

各立地間で発生する樹間競争のような現象の時間的な同時性について考えてみる。樹間競争が発生している場合に、その起源の要因や影響の程度は様々であり、発生した時間も異なり、期間も中・長期間にわたる場合が一般的に考えられる。したがって、各樹間競争下の個体群には、ローカルな影響をもつ個体が支配的になり、時間的な同時性すなわち共通の変動をもつ個体が少なくなる。これらの個体群間の相関係数も当然のことながら低くなるであろう。ローパスフィルタを中・長期の影響をもつ個体に適用するには、長周期成分は除去されているものの中周期成分の存在を考慮しなければならない関数形になるものと推察される。

3次多項式+ハイパスフィルタ( $T_c < 5$ )の指標化は、3次多項式で指標化の処理をした後、ハイパスフィルタにかける方法である。ハイパスフィルタの特長は、図-2-3のA領域の短周期成分を直接に抽出することから、すでに中周期(B領域)・長周期(C領域)成分が除去されており、年輪幅の短周期(A領域)成分のみの変動になる。したがって、年輪幅系列に含まれる短周期成分が支配的になり、樹間競争が関与する中・長周期(B・C領域)の変動を含まないことになる。前述の樹間競争も考慮すると短周期成分のみを含む3次多項式+ハイパスフィルタ( $T_c < 5$ )の指標化は年輪年代学に適用する場合に有利に働くものと推察される。3次多項式+ハイパスフィルタ( $T_c < 5$ )の指標化は、モデルの年輪幅系列の相関分析(表-2-2)やアカエゾマツ天然木の平均 $t$ -値(表-2-3)の結果にその利点が現れてきているものと考えられる。

指標化関数について結論をまとめると、短周期の変動成分のみの解析には3次多項式+ハイパスフィルタ( $T_c < 5$ )が、中周期を含む解析にはローパスフィルタが適当な関数形になることが判明した。

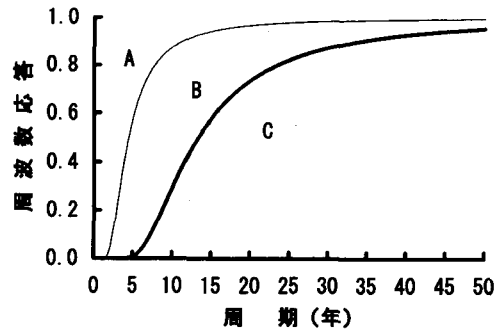


図-2-3 ハイパスフィルタとローパスフィルタの周波数応答と周期特性の関係  
注) A:  $T_c < 5$  年, B:  $5 \text{年} \leq T_c \leq 15$  年, C:  $T_c > 15$  年  
 $T_c$ : 周波数応答が50%に減衰する周期

### 第3章 年輪幅系列の共通変動の導出

クロスデーティングに用いる試料は、生立木を除けば埋没木や建築材、加工品などが多く、このような試料では樹幹の部位が特定できない場合も多い。また、完全な円盤の形状で入手できることはまれであり、一部が加工の行程や腐朽などにより最外形成年輪の読み取りができない場合がある。

年輪解析で用いる年輪幅成長量には、その年に成長した樹幹の全成長量を用いることが望ましいが、それを実現するためには測定技術上に困難がある。そのため、一般的には樹幹の横断面が用いられる。この場合も当該年に成長した横断面の1年輪の全面積ではなく、横断面の髄を通る4方向や2方向の平均値あるいは1方向の年輪幅で代用しているのが実状である。

このような試料を使用して年輪幅変動のみで解析を行う研究では、横断面の方向や樹幹の地上高の違いによる年輪幅の変化を把握する必要がある。そこで、異個体間、異樹種間で年輪幅変動の同時性について究明する目的で、以下の4項目について解析を行い、樹幹部位の違いにより生ずる年輪幅の共通変動および異なる個体の年輪幅の共通変動について検討した。

- ・ 同一円盤内の異なる方向による年輪幅の変動
  - アカエゾマツ・ヒノキ・スギ—
- ・ 同一個体内の地上高が異なる円盤による年輪幅の変動
  - アカエゾマツ—
- ・ 同一樹種の異なる個体間の年輪幅の変動
  - アカエゾマツ・ヒノキ・スギ—
- ・ 同一採取地内の異なる樹種間の年輪幅の変動
  - アカエゾマツとドドマツ・ヒノキとスギ—

すでにスギ、ヒノキ(末田ら 1983, 光谷 1987 a)で課題の一部は行われているが、アカエゾマツでは行われていない。年輪幅系列の同時性について本章での意図するところは、①アカエゾマツ天然木が年輪年代学の成立条件を備えているかどうかの検討をすること、②過去に研究が行われたヒノキと本研究で行うアカエゾマツ天然木との対比をすること、③第2章で提案した3次多項式+ハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ )の指標化法による共通変動の導出を試みることである。

#### 3.1 同一円盤内の異なる方向による年輪幅の変動

##### —アカエゾマツ・ヒノキ・スギ—

円盤の横断面をみると年輪は、同心ではなく偏心している場合が多い。成長初期の幼齢木の時期は同心に近い状態で年輪が形成されていても、諸種の要因により途中から偏心が生まれる。偏心は横断面の方向により年輪幅の絶対値の違いとして現れる。

年輪解析で用いる指標年輪幅系列には、傾向変動のみならず偏心などの影響も除去されていることが望ましい。しかし、指標化により偏心の影響を完全に除去できないことが推察される。このような場合には、年輪幅系列の同時性を確認するため、横断面の異方向に含まれる年輪幅系列の共通変動を調べる必要がある。それには横断面の異なる方向の年輪幅系列の相関分析を行うことで確認できる。

### 3.1.1 供試木および方法

供試木は北海道大学天塩地方演習林のアカエゾマツ天然林、長野県王滝管林署のヒノキ天然林、和歌山県新宮市のスギ造林木から採取したものである。供試木の概要は表-3-1の通りである。

供試木の年輪幅系列の共通変動を確認するためには、相関分析による統計解析を用いる。そのため樹齢の高さ、すなわち自由度の長さが有意水準の推計に大きく寄与する。3地点の供試木の樹齢はこの条件を備えていた。

年輪幅を計測するための円盤の横断面に設定する測線の方向は、髓から横断面の長軸を結ぶA1-A3軸とそれに直角に交差し、髓を通るA2-A4軸を設定した(図-3-1)。年輪幅はこの軸に沿うA1, A2, A3, A4の4測線上の計測値を用いた。年輪幅計測は試作した年輪幅計測器(野田 1989)で読み取った。ルーペやノギスで読み取っていた初期の時代は0.1 mmの読み取り精度で行われていたが、統計解析を使い精度が要求される近年の手法は、実体顕微鏡や年輪計測器を使って0.01 mm以上の

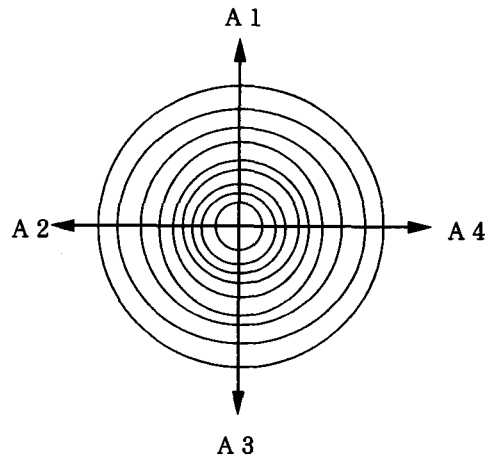


図-3-1 樹幹横断面の測線の方向

表-3-1 供試木の概要 (アカエゾマツ, ヒノキ, スギ)

地点名	天 塩	王 滝	新 宮
樹 種	アカエゾマツ	ヒノキ	スギ
	北海道大学	長野県	和歌山県
採取地点	天塩地方演習林	王滝管林署	新宮市
	118林班	卒塔婆山	白見山笹地
林 分	天然林	天然林	人工林
地上高	伐根	1番玉末口	1番玉末口
形 状	円板	円板	円板
平均年輪数	85.3	239.4	77.4
個体数	13	23	26
伐採年	1992	1985	1984

精度で計測される場合が多い。用いた王滝のヒノキ (平均年輪幅 0.42 mm / 年) や天塩演習林のアカエゾマツ (平均年輪幅 0.51 mm / 年) の場合は 1 年輪幅が狭いため、0.006 mm の精度で計測した。

指標化には第 2 章で推奨された (2-26) 式と (2-27) 式の 3 次多項式とハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) とを併用した指標化関数を用いた。さらに、4 測線相互の当該年の年輪幅と前年の年輪幅との差 (正負)、すなわち増減の傾向の一致率  $a$  (光谷 1987 b) を (3-1) 式より求めた。

$$a = \frac{A}{n} \times 100(\%) \quad (3-1)$$

$A$ : 異なる方向の当該年と前年の年輪幅の差 (正負) が一致した年輪総数

$n$ : 年輪数 (樹齢)

### 3.1.2 結果

横断面の 4 方向の年輪幅系列について、天塩地方演習林アカエゾマツ供試木を用いて詳細に調査した。供試木 1 の 4 方向の指標年輪幅系列間の  $t$ -値の結果を表-3-2 に示す。また、各方向の年輪幅系列について、当該年の成長量が前年度の成長量に比べて共に同じ増減を示す頻度をパーセントで表した (3-1) 式の  $a$  を表-3-3 に示す。

表-3-2 のアカエゾマツ供試木 1 の各方向間の指標年輪幅系列の変動では、すべての組み合わせで非常に大きい  $t$ -値 ( $t = 3.5$  で有意水準 0.1% 以下) を示した。さらに、表-3-3 の前年度の成長と当該年との成長の差 (正負) すな

わち増減の傾向の一致率を見ると、約 80% が同じ変動をしていた。両者の結果から、供試木 1 の個体に関する 4 方向の年輪幅系列間は時間的に共通の変動をしていることが判明した。これは指標化により、傾向変動などが除去された効果によるものと考えられる。

前述のクロスデーティングによる計算手順を用いて、表-3-1 のアカエゾマツ、スギ、ヒノキのすべての供試木について 4 方向の年輪幅の違いを調査した。個体ごとの横断面から得られる A1, A2, A3, A4 方向間の  $t$ -値の最大値、平均値、最小値を樹種ごとに求め、それぞれ表-3-4 (アカエゾマツ)、表-3-5 (ヒノキ)、表-3-6 (スギ) に整理した。この  $t$ -値の最大値と平均値はアカエゾマツが大きく、スギ、ヒノキの順に小さかった。最小値はアカエ

表-3-2 4 方向の年輪系列間の  $t$ -値 (天塩演習林アカエゾマツ供試木 1)  
注) \*\*\*: 有意水準 0.1% 以下

方向	A2	A3	A4
A1	21.5***	24.9***	27.1***
A2		21.7***	22.2***
A3			30.2***

表-3-3 4 測線相互の当該年の年輪幅と前年の年輪幅との差 (正負) が同じ傾向を示す頻度% (天塩地方演習林アカエゾマツ供試木 1)

方向	A2	A3	A4
A1	73.1	85.1	86.6
A2		76.1	74.6
A3			83.6

表-3-4 アカエゾマツ供試木13個体の4方向間の  $t$ -値の最大, 平均, 最小値(北海道大学天塩地方演習林)  
注) \*\*\*:有意水準0.1%以下, \*\*:有意水準1%以下, \*:有意水準5%以下

方向	A2	A3	A4
最大	24.2***	27.2***	27.6***
A1 平均	9.6***	8.6***	10.8***
最小	2.8*	1.9	0.0
最大		24.4***	29.9***
A2 平均		11.5***	10.2***
最小		1.1	1.6
最大			31.1***
A3 平均			9.7***
最小			1.2

ゾマツ, ヒノキ, スギのすべてについて無相関になるなどの異性が認められた。

方向により無相関を示す年輪幅が存在することは, 1方向のみの年輪幅系列で個体を代表させる場合の危険性を示すものである。つまり, 個体の生育過程でなんらかの要因により異性が生じている事実を考慮すれば, 1方向のみの解析では危険性があり, 多数の個体を平均する解析が重要であることを示唆している。

表-3-5 ヒノキ供試木23個体の4方向間の  $t$ -値の最大, 平均, 最小値(長野県王滝)  
注) \*\*\*:有意水準0.1%以下, \*\*:有意水準1%以下, \*:有意水準5%以下

方向	A2	A3	A4
最大	11.6***	9.8***	11.0***
A1 平均	6.4***	6.4***	10.0***
最小	1.9	2.0	1.7
最大		13.3***	11.7***
A2 平均		6.3***	6.9***
最小		1.7	1.1
最大			12.8***
A3 平均			6.5***
最小			2.0*

表-3-6 スギ供試木26個体の4方向間の  $t$ -値の最大値, 平均値, 最小値(和歌山県新宮)  
注) \*\*\*:有意水準0.1%以下, \*\*:有意水準1%以下, \*:有意水準5%以下

方向	A2	A3	A4
最大	14.2***	14.9***	15.4***
A1 平均	7.9***	8.0***	7.1***
最小	1.6	1.8	1.0
最大		13.6***	15.9***
A2 平均		7.5	7.6***
最小		1.6	1.0
最大			15.4***
A3 平均			7.6***
最小			0.0

### 3.2 同一個体内の地上高が異なる円盤による年輪幅の変動

#### —アカエゾマツ—

供試木の樹幹の一般的な形は, 変形した円錐型をしている。年輪幅を指標とする年輪解析では, 樹幹の地際から樹冠部にかけて年輪幅変動に同時性が保たれているか, あるいは地上高の違いにより固有の変動が生じていないか, という性質を知ることが必要である。もし, 年輪幅系列が地上高により同時性が無いとすれば, 樹幹の部位が不明な試料では年輪年代学や年輪気候学による解析が困難になる。

本研究では, 個体を代表する年輪幅系列の情報を得るため, 地上高の異なる樹幹部の同時性を調査した。この研究には老齢の供試木から各地上高ごとに円盤を採取することになる。したがって, 多数の供試木を解析に用いることは困難なため, 供試木は3本である。

### 3.2.1 供試木および方法

供試木は北海道大学農学部天塩地方演習林河東52林班のアカエゾマツ天然木からの3個体である。この供試木は松田(1989)がアカエゾマツの天然林と更新の研究に関する研究に用いたものであり、その後、同演習林に保管されていた7円盤/個体を再計測して本解析に用いた。供試木の樹幹の地上高は0.3, 1.3, 3.3, 5.3, 7.3, 9.3, 11.3 mであり、概要を表-3-7に示す。

1年輪の成長量、すなわち横断面の1年輪の面積に近づけるためには、測線の数が多いほど面積に近い値が求められる。ここでは3.1節で得た知見(4測線の年輪幅系列間の相関が有意な水準にある)をもとに、4方向の年輪幅の平均値を円盤の年輪幅とした。

円盤の実測年輪幅系列の平均値から指標年輪幅系列を得るために用いた指標化法は、3次の多項式近似とハイパスフィルタ( $T_c < 5$ )を組み合わせた指標化の方法である。有意水準の判定は地上高により年輪数(自由度)が異なることから、判定可能な(2-9)式の $t$ -値を求めて比較した。

### 3.2.2 結果

個体の地表面の0.3 mから11.3 mまでの7円盤をそれぞれ基準にした年輪幅系列と、各地上高の円盤の年輪幅系列から求めた $t$ -値および平均 $t$ -値の変化を表-3-8にまとめた。樹幹の地上高が異なる円盤の年輪幅系列を基準にした単木の相関分析の結果、 $t$ -値が最大値を示したのは地上高5.3 mが2本、3.3 mが1本であった。3個体の平均 $t$ -値の最大値は、5.3 mの $t = 9.4$ であった。そして、3.3 m~5.3 mを中心にして地際や頂部へ距離が離れるにしたがって平均 $t$ -値が小さくなった。しかし、供試木1の11.3 mの円盤を除く、各地上高のすべての組み合わせの $t$ -値に統計的な有意水準を示す\*がついている。すなわち、年輪幅変動の同時性が確認された。特に、供試木2は各地上高を基準にした $t$ -値が他の2本の供試木と比べて、平均的に大きな $t$ -値を示している。

### 3.3 同一樹種の異なる個体間の年輪幅の変動

#### —アカエゾマツ・ヒノキ・スギ—

これまで、3.1節の個体の樹幹横断面の方向や3.2節の樹幹の地上高の違いに関する年

表-3-7 アカエゾマツ天然木3供試木の概要(北海道大学天塩地方演習林)

樹種	アカエゾマツ			
採取地	北海道大学天塩演習林河東52林班			
地質	片状蛇紋岩			
調査年	1973			
地上高(m)	0.3, 1.3, 3.3, 5.3, 7.3, 9.3, 11.3			
供試木	No. 1	No. 2	No. 3	
形状	円板	円板	円板	
胸高直径 (cm)	28.9	29.5	32.6	
	0.3 m	122	135	118
	1.3 m	112	124	110
	3.3 m	99	118	97
年輪数	5.3 m	90	111	91
	7.3 m	87	102	80
	9.3 m	80	94	72
	11.3 m	73	80	64

表-3-8 地上高の異なる年輪系列間の  $t$ -値の変化 (地上高0.3m~11.3m)

注) 有意水準\*\*\*:0.1%以下, \*\*:1%以下, \*:5%以下, 空白:無相関

基準の円板 地上高(m)	対象の円板 地上高(m)	供試木1 $t$ -値	供試木2 $t$ -値	供試木3 $t$ -値	平均 $t$ -値
0.3	11.3	0.7	4.9**	5.9***	3.8**
	9.3	3.7**	4.4**	5.9***	4.7**
	7.3	5.7***	4.3**	6.1***	5.4***
	5.3	5.5***	3.6**	6.7***	5.2***
	3.3	5.7***	5.2***	8.4***	6.5***
	1.3	16.0***	5.2**	9.1***	10.1***
	平均	6.2***	4.6**	7.0***	6.0***
1.3	11.3	0.0	8.2***	5.5***	4.6**
	9.3	3.1*	7.5***	5.6***	5.4***
	7.3	4.6**	8.3***	7.0***	6.6***
	5.3	6.2***	8.9***	7.9***	7.7***
	3.3	5.7***	13.5***	12.8***	10.6***
	0.3	16.0***	5.2***	9.1***	10.1***
	平均	5.9***	8.6***	8.0***	7.5***
3.3	11.3	1.0	12.9***	6.6***	6.8***
	9.3	5.9***	10.3***	7.5***	7.9***
	7.3	8.3***	11.0***	8.1***	9.1***
	5.3	9.5***	12.0***	11.4***	11.0***
	1.3	5.7***	13.5***	12.8***	10.6***
	0.3	5.7***	5.2***	8.4***	6.5***
	平均	6.0***	10.8***	9.1***	8.7***
5.3	11.3	0.3	13.5***	9.3***	7.7***
	9.3	8.5***	13.3***	13.2***	11.7***
	7.3	14.6***	12.0***	12.3***	13.0***
	3.3	9.5***	12.0***	11.4***	11.0***
	1.3	6.2***	8.9***	7.9***	7.7***
	0.3	5.5***	3.6***	6.7***	5.2***
	平均	7.4***	10.5***	10.1***	9.4***
7.3	11.3	0.8	13.4**	9.1***	7.7**
	9.3	8.3***	14.5***	10.0***	11.0**
	5.3	14.6***	12.0***	12.3***	13.0***
	3.3	8.3***	11.0***	8.1***	9.1***
	1.3	4.6**	8.3***	7.0***	6.6***
	0.3	5.7***	4.3**	6.1***	5.4***
	平均	7.0***	10.6**	8.8***	8.8***
9.3	11.3	1.0	11.8***	10.4***	7.7**
	7.3	8.3***	14.5***	10.0***	11.0**
	5.3	8.5***	13.3***	13.2***	11.7***
	3.3	5.9***	10.3***	7.5***	7.9***
	1.3	3.1*	7.5***	5.6***	5.4***
	0.3	3.7**	4.4**	5.9***	4.7**
	平均	5.1***	10.3***	8.8***	8.1***
11.3	9.3	1.0	11.8***	10.4***	7.7**
	7.3	0.8	13.4**	9.1***	7.7**
	5.3	0.3	13.5***	9.3***	7.7***
	3.3	1.0	12.9***	6.6***	6.8***
	1.3	0.0	8.2***	5.5***	4.6**
	0.3	0.7	4.9**	5.9***	3.8**
	平均	0.6	10.8***	7.8***	6.4***

輪幅の共通変動の結果から、アカエゾマツは同一個体内での年輪幅系列間に高い相関が認められた。ヒノキ、スギについても横断面の異方向の年輪幅系列間に高い相関が認められた。

年輪年代学は、樹木の生育の年代が明確にわかっている標準年輪幅系列を基準にして、クロスデーティングにより伐採年が不明な供試木などの年輪が形成された年代を推定する解析法である。したがって、対象となる双方の年輪幅は当然のことながら異なる個体の年輪幅との対比になる。その異なる個体間に年輪幅の共通変動がなければ年輪年代学は成立しない。さらに、同一林地から得たすべての供試木の中に無相関を示す固有の変動をもつ個体があるとすれば、その個体数の割合を知る必要もある。なぜならば、年代推定の対象木の供試木がこの固有の変動をもつ個体だとすれば、年輪年代学においては年代の推定が不可能な個体になる。固有の変動をもつ個体の割合を知ることにより、供試木の採取に必要な個体数の知見も同時に得られる。

この課題には、異なる個体の年輪幅系列の同時性について調べることが必要である。そこで、老齡かつ広く分布する生立木である、北海道のアカエゾマツおよび西日本のヒノキとスギを供試木として選んだ。

### 3.3.1 供試木および方法

供試木は 29 地点から得た。図-3-2 に採取地点、表-3-9 に採取地点名、樹種、個体数などの供試木の概要を示す。アカエゾマツについては、約 1.3 m の胸高部から成長錐によりコアサンプルを採取した。ヒノキ、スギの円盤の樹幹部は伐根や一番玉の末口付近から円盤を切り取ったため、地上高が数 10 cm から約 4 m まで様々であり、また揖斐、栗東地点は特定できない。単木内の横断面の方向や地上高が異なる樹幹の同時性については、3.1 節や 3.2 節で有意な関係が判明している。円盤の計測は A 1 ~ A 4 測線に沿った 4 方向の平均値を個体の年輪幅の値とした。指標化の方法は、3 次多項式とハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) の関数形との組み合わせを用いた。

固有の変動をもつ個体数の算出は、地点別にすべての個体との相関分析を行った。その結果、5%以下の有意水準を示す  $t$ -値の個体の年輪幅系列について時系列平均を行い、それを地点の仮の標準年輪幅系列とする。さらに、得られた地点の仮の標準年輪幅系列と各個体との間で、再び相関分析を行う。この 2 回目の相関で有意になった個体が、共通の変動をするクロスデートされた個体と呼び、残りの個体が固有の変動をもつ個体数 (無相関を示す個体数 + 負相関を示す個体数) として算出される。地点ごとの個体数に対する固有の変動をもつ個体数を固有変動率  $b$  と仮称して (3-2) 式のように定義する。

$$b = \left(1 - \frac{B}{n}\right) \times 100 \quad (3-2)$$

$b$  : 固有変動率 (%)     $n$  : 地点の全個体数

$B$  : クロスデートされた個体数

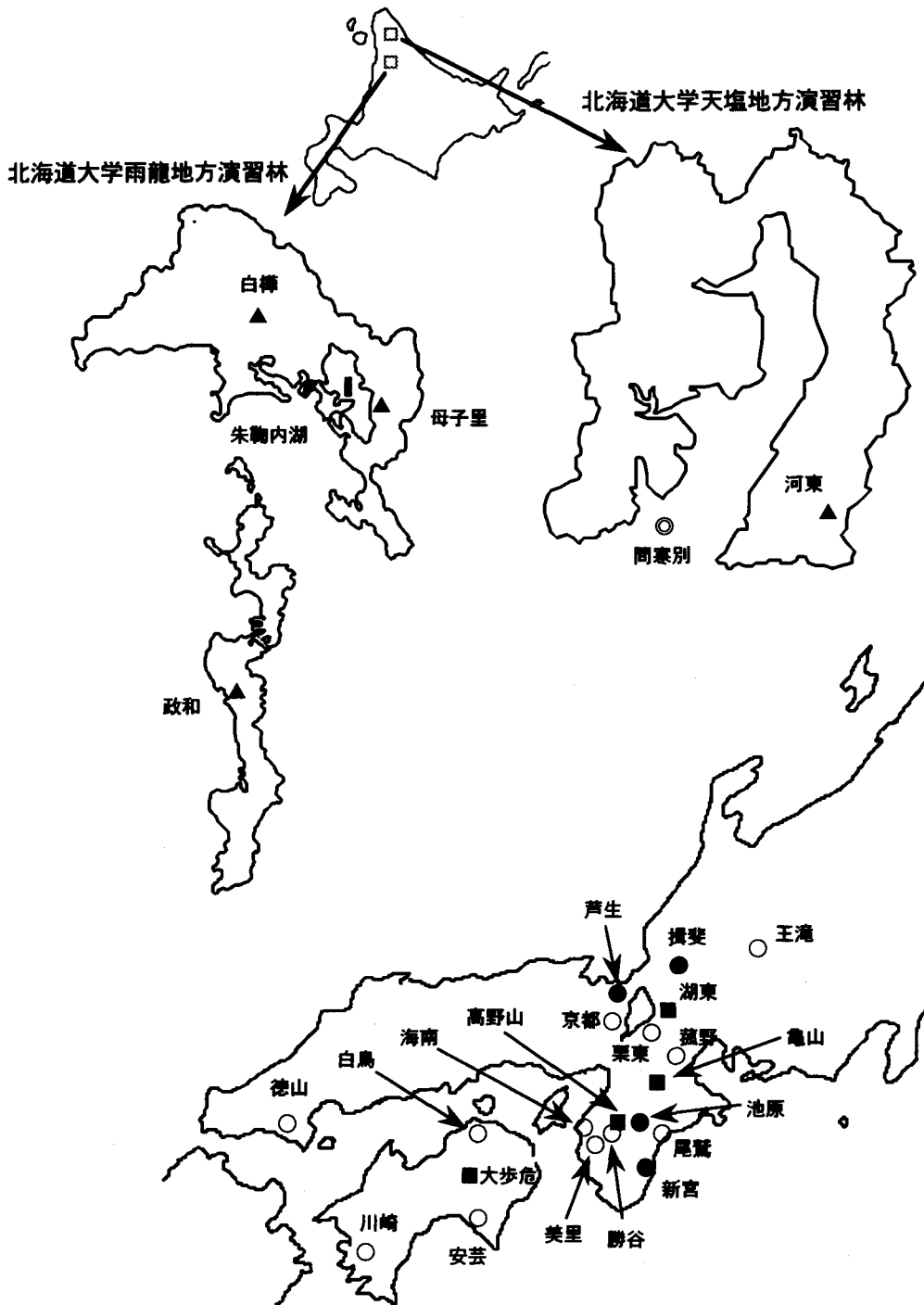


図-3-2 供試木の採取地(▲:アカエゾマツ, ○:ヒノキ, ●:スギ, ■:スギとヒノキ)

表-3-9 供試木の概要および固有変動率 (末口はすべて一番玉)

注) 有意水準\*\*\*: 0.1%以下, \*\*: 1%以下, \*: 5%以下, 空白: 無相関

府	地	樹	林	個	平均	樹幹	形	クロスデート	固有			
県	点	種	分	体	年輪	部位	状	された	変動率			
				数	数			平均t-値	%			
1	北海道	河 東	天塩118林班	アカエゾ	天然木	13	115.3	胸高	コア	13	4.3***	0
2	北海道	母子里	雨龍411林班	アカエゾ	天然木	19	135.7	胸高	コア	19	3.3**	0
3	北海道	白 樺	雨龍340林班	アカエゾ	天然木	19	175.6	胸高	コア	17	3.4**	11
4	北海道	政 和	雨龍114林班	アカエゾ	天然木	13	85.8	胸高	コア	13	4.8***	0
5	長 野	王 滝	王滝営林署	ヒノキ	天然木	23	239.4	末口	円盤	22	6.4***	4
6	滋 賀	湖 東	百済寺境内	ヒノキ	造林木	25	82.6	伐根	円盤	22	3.5***	12
7	三 重	菰 野	音羽民有地	ヒノキ	造林木	30	45.3	伐根	円盤	21	2.0*	30
8	三 重	亀 山	小岐須谷	ヒノキ	造林木	22	48.6	末口	円盤	15	2.6*	32
9	滋 賀	栗 東	野蔵神社境内	ヒノキ	造林木	5	187.6	不明	円盤	4	9.7***	20
10	京 都	京 都	上賀茂試験地	ヒノキ	天然木	33	86.6	伐根	円盤	21	2.6*	36
11	奈 良	室 生	室生村民有地	ヒノキ	造林木	15	70.0	末口	円盤	12	2.4*	20
12	和歌山	高野山	不明	ヒノキ	造林木	16	69.1	不明	円盤	14	3.0**	13
13	和歌山	美 里	不明	ヒノキ	造林木	16	64.7	不明	円盤	12	2.2*	25
14	和歌山	勝 谷	勝谷民有林	ヒノキ	造林木	15	69.2	伐根	円盤	7	1.6	53
15	和歌山	海 南	熊尾寺跡	ヒノキ	造林木	39	58.8	末口	円盤	27	2.1*	31
16	香 川	白 鳥	東山民有林	ヒノキ	造林木	22	62.5	末口	円盤	22	4.2***	0
17	徳 島	大步危	不明	ヒノキ	造林木	5	64.2	不明	円盤	3	2.0*	40
18	高 知	安 芸	上尾川民有林	ヒノキ	造林木	21	62.9	末口	円盤	21	4.4***	0
19	高 知	川 崎	十和村民有林	ヒノキ	造林木	25	66.0	末口	円盤	21	3.9***	16
20	山 口	徳 山	京大徳山試験地	ヒノキ	造林木	38	39.7	伐根	円盤	26	4.7***	32
21	岐 阜	揖 斐	白山神社境内	ス ギ	天然木	8	85.4	不明	円盤	6	3.9***	25
22	滋 賀	湖 東	百済寺境内	ス ギ	造林木	7	70.3	伐根	円盤	5	2.1*	29
23	三 重	亀 山	小岐須谷	ス ギ	造林木	20	45.4	伐根	円盤	13	2.5*	35
24	京 都	芦 生	京大芦生演習林	ス ギ	造林木	25	110.6	伐根	円盤	18	2.9*	28
25	京 都	室 生	室生村民有地	ス ギ	造林木	15	78.9	末口	円盤	12	2.7*	20
26	和歌山	高野山	不明	ス ギ	造林木	9	78.8	不明	円盤	6	3.4**	33
27	奈 良	池 原	池原グム	ス ギ	造林木	19	50.4	伐根	円盤	15	3.1**	21
28	和歌山	新 宮	白見山民有地	ス ギ	造林木	26	77.4	末口	円盤	23	3.6***	12
29	徳 島	大步危	不明	ス ギ	造林木	3	57.0	不明	円盤	2	1.6	33
総計					546			432				
				アカエゾ	16			15.5	4.0	3		
平 均				ヒノキ	22			16.9	3.6	23		
				ス ギ	15			11.1	2.9	24		
全平均					19			14.9	3.4	21		

### 3.3.2 結果

異なる個体間の相関の有意水準の決定には、2組の指標年輪幅系列の $t$ 分布の限界値の確率から求めた。

(3-2)式で算出された29地点の固有変動率を表-3-9に表す。固有変動率は河東や安芸地点の0%から勝谷地点の53%まで地点により様々であるが、樹種別にみると、アカエゾマツ、ヒノキ、スギの順に大きくなっている。クロスデートされた個体数別にみると、供試木の個体数の多い地点では固有変動率が比較的小さくなる傾向にある。全地点の個体数を平均した全平均の固有変動率をみると、546個体中432個体がクロスデートされ、全個体数の約21%が固有の変動をしている個体であった。

### 3.4 同一採取地内の異なる樹種間の年輪幅の変動

#### —アカエゾマツとトドマツ・ヒノキとスギ—

これまで同一樹種に対して横断面の異なる方向、同一個体内の異なる地上高の樹幹、同一樹種の異なる個体間の年輪幅の共通変動について調査してきた。その結果は、きわめて高い相関係数で年輪幅の共通変動が確認された。その相関の程度は双方の年輪幅系列を採取した地理的な距離に関係しているようである。年輪年代学や年輪気候学を応用するには、広い生育分布をもつ樹種で、かつ老齢木が必要なことは前述した。しかし、この条件を備える樹種は非常に希少なため多数の個体の入手を困難にしている。また、対象地に老齢木がすでに存在しない場合もある。このような場合には、少ない個体数で標準年輪幅系列を作成するか、遠く離れた地点の標準年輪幅系列を利用することになる。しかし、3.3節で述べたように固有の変動をもつ個体も含まれていることを考慮すると、少ない個体数では年輪幅系列の信頼性が低くなることも避けられない。もし同じ立地内、あるいは隣接する立地に生育する異なる樹種が共通の年輪幅系列をもっていれば、その樹種で代用できることになり、信頼性の向上が計られることが予想される。

本研究では、同一の立地から異なる樹種を入手し、双方の年輪幅の共通変動の検討を試みた。

#### 3.4.1 供試木および方法

供試木を採取した地点と樹種、個体数、最大年輪数を表-3-10に表す。本研究では、北海道大学農学部雨龍地方演習林の母子里411林班のアカエゾマツとトドマツ、滋賀県湖東町百済寺境内のヒノキとスギの2地点の供試木を用いた。異なる樹種の年輪幅系列の同時性を比較する場合には、それぞれの樹種ごとの標準年輪幅系列の相関分析の $t$ -値の大小で判断する。標準年輪幅系列の作成方法は3.3節の固有の変動をもつ個体を除いたものをクロスデーティングした後、時系列の平均をする。この操作をもう一方の樹種についても同様に計算し、同一林地

表-3-10 同一採取地点における異なる樹種間の供試木の概要および相関係数と  $t$ -値

注) \*\*\*: 有意水準0.1%以下, \*\*: 有意水準1%以下, 個体数のカッコ内はクロスデートされた個体数

地名	母子里		彦根	
採取地点	北海道 北海道大学雨龍演習林 411 林班		滋賀県 湖東町 百濟寺境内	
樹種	アカエゾマツ	トドマツ	ヒノキ	スギ
個体数	19 (19)	15 (12)	25 (22)	7 (5)
最多年輪数	282	134	139	97
平均年輪数	135.7	98.0	82.6	70.3
最小年輪数	92	67	52	37
形状	コア	コア	円板	円板
地上高	胸高	胸高	伐根	伐根
相関係数	0.659		0.491	
$t$ -値	5.2***		3.3**	

から2系列の標準年輪幅系列が得られる。この2系列の相関係数を求め、 $t$ -値の結果から有意水準を決定し、両樹種の年輪幅の共通変動を検討した。

### 3.4.2 結果

アカエゾマツとトドマツの1940年から1986年までの47年間の標準年輪幅系列を図-3-3に示す。アカエゾマツは表-3-9の固有の変動をもつ個体数が0%であるため、19個体のすべてを平均した標準年輪幅系列を太線で示した。トドマツでは15個体中、固有変動をもつ個体が3本認められたため、それを除く12個体を平均した標準年輪幅系列を細線で示した。この双方の年輪幅系列のピークの年代はきわめて似ている。相関分析の $t$ -値を表-3-10の下段に示しているが、 $t=5.2$ という値は非常に高い相関にあると言える。

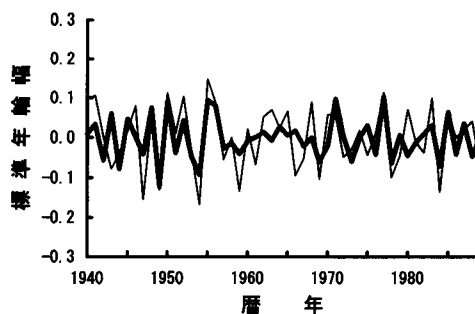


図-3-3 アカエゾマツとトドマツの標準年輪幅系列の比較 (北海道大学雨龍地方演習林411林班)  
注) 太線: アカエゾマツ, 細線: トドマツ

ヒノキとスギの1930年から1976年までの47年間の標準年輪幅系列を図-3-4に示す。ヒノキ25個体中、固有変動をもつ個体を除く22個体を平均した標準年輪幅系列を太線で、スギ7個体中、固有変動をもつ個体を除く6個体の平均の標準年輪幅系列を細線で示した。ヒノキとスギの対比も $t=3.3$ と、アカエゾマツとトドマツの対比の場合と同様に高い相関を示した。相関係数と $t$ -値を表-3-10の下段に示す。

### 3.5 考察

#### ・同一円盤内の異なる方向による年輪幅の変動

アカエゾマツの供試木1の胸高部(1.3 m)における4方向の相関の $t$ -値が非常に大きい値を示しているということは、それぞれの年輪幅系列が相似の変動をしていることになる。したがって、1方向の年輪幅系列で個体を代表しているといえる。しかし、対前年の成長量の差(正負)すなわち成長の増減の傾向の一致率が80%弱だとすると、20%余りが逆転の傾向をもつという結果も得ている。この20%の逆転傾向があるにもかかわらず、平均 $t$ -値が大きい値を示す要因として、(2-9)式の時系列の自由度 $n$ (年輪数)の大きさが、増減の傾向の一致率の低さを補っていると考えられる。したがって、時系列の長さ、すなわち樹齢の大小が重要であるということが判る。2つの方向の年輪幅系列における対前年度との増減の一致の頻度が73.

1~86.6%と低い点を考えれば、年輪幅の真の成長量に近づけるためには、可能な限り4方向の平均を個体の年輪幅とすることが必要であると思われる。ところが、成長錐では1方向のサンプリングになるため、他の方向からも採取して2方向の平均値を用いることが望ましい。そこで、他の方向からサンプリングする場合に、測線の軸に沿った直線(A1-A3, A2-A4)方向か、直角(A1-A2, A1-A4, A3-A2, A3-A4)方向かの検討を試みる(図-3-1)。

表-3-4, 表-3-5, 表-3-6の平均値をさらに樹種別と直線・直角方向別に平均したものを表-3-11に示す。アカエゾマツでは平均 $t$ -値がヒノキ, スギに比べて大きな値を示しているが直線と直角の方向に差がなく、顕著な異方性は認められなかった。さらに、ヒノキやスギについてもアカエゾマツと同様に異方性は認められなかった。

また、アカエゾマツは限られた個体数ではあるが、成長錐によるサンプリングの異方性は考慮にいれなくても良いという推論を得た。しかし、この推論を確立するためには立地の斜度や方位などの影響を明確にする解析が不可欠であり、今後の課題になるものと考えられる。

光谷(1987 a)は、ヒノキの2個体の結果で異方性は認められないと報告している。本解析のアカエゾマツやヒノキ, スギの最大・平均値の結果でも同様の結論が得られた。さらに、ヒノキやスギで最小値を示した個体は、表-3-9で求めたクロスデートされた個体ではなく、固

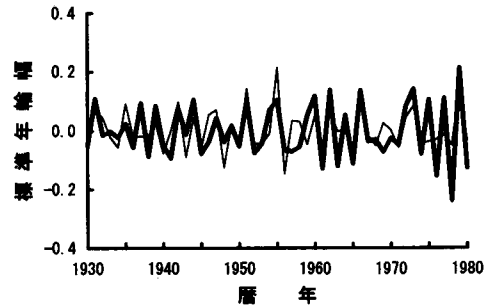


図-3-4 ヒノキとスギの標準年輪幅系列の比較  
(滋賀県湖東町百済寺)  
注) 太線: ヒノキ, 細線: スギ

表-3-11 4測線間の直線方向と直角方向の平均 $t$ -値(表-3-4(アカエゾマツ), 表-3-5(ヒノキ), 表-3-6(スギ))

樹種	直線方向	直角方向
アカエゾマツ	9.4	10.7
ヒノキ	6.7	7.3
スギ	7.8	7.5

有変動をもつ個体であった。アカエゾマツはすべての個体がクロスデートされたことから、異方性をもつ他の要因を考えなければならないだろう。

#### ・同一個体内の地上高が異なる円盤による年輪幅の変動

地上高 0.3 m から 11.3 m の 7 円盤の  $t$ -値と平均  $t$ -値を地上高別(表-3-8)に見ると、平均値が最大を示す基準の高さは、供試木 1 では 5.3 m、供試木 2 では 3.3 m、供試木 3 では 5.3 m であり、3 供試木の平均では 5.3 m の地上高が最大値を示した。5.3 m を中心にして、樹幹の地上高が上部や下部へと離れるにしたがって  $t$ -値が小さくなっている。地際近くでは根張の影響が、樹冠部になると枝の影響が作用するためであろう。

末田(1983)はスギ樹幹の 1.2 m(胸高部位)と 5.2 m で対比し、年輪幅変動は胸高部位でも樹幹の年輪幅の変化を代表すると述べている。彼の結果は 2ヶ所の地上高の例であり、樹種や樹齢、地上高などが違うため直接の比較は出来ないものの、5.3 m 付近の年輪幅変動が  $t$ -値の最大値を示した本結果とは異なる。彼の供試木は 30-35 年の若齢木のため、地上高が 5.2 m では樹冠の節枝の影響も考えられる。今回の樹齢 100 年以上のアカエゾマツの結果では、大きい  $t$ -値を示す枝下部の 5.3 m 付近の地上高から採取することが望ましいことがわかった。すなわち、この高さの地上高が個体を代表する年輪幅系列を得るための樹幹部位になるということが確かめられた。この地上高でのサンプリングが困難な場合は、根張の影響が出て  $t$ -値が小さくなる 3.3 m あるいは胸高部位で代用することも考えられる。

#### ・同一樹種の異なる個体間の年輪幅の変動

29 地点の個体数に対する固有変動をもつ個体数から得た固有変動率の平均値(表-3-9の下端)を樹種別に見ると、アカエゾマツで 3%、ヒノキで 23%、スギで 24% の順に大きくなった。一方、表-3-9の各地点の供試木の樹幹部位を見ると、伐根から採取したものに固有変動が大きく現れる傾向にある。伐根は根張の影響が考えられるが、枝下部位であれば樹幹の下部でも高い相関があるという、3.2 節の表-3-8の地上高が異なる樹幹の横断面の相関分析の結果と矛盾する。アカエゾマツは地上高 30 cm の横断面を用いていることに対し、ヒノキ、スギの伐根では地上高 10 数 cm の横断面が多い。この 20 cm 前後の樹幹部位の違いが関与している可能性が高い。たとえば、スギ、ヒノキでも一番玉の末口から円盤を切り取った地点では大きい  $t$ -値を示している。このように、樹幹の部位が地際に近くなると相関が低くなる傾向は、多くの供試木でも認められ、根張の影響は無視することができないと考えられる。

表-3-9の固有変動率をみると、天塩、政和、白鳥、安芸地点の 0% から勝谷地点の 53% までバラツキがあるが、全供試木の平均値では約 21% の個体が固有変動率をもっていることになる。したがって、年輪解析に用いる場合には個体の 10 本に 2 本の割合で適用できないことを考慮しなければならない。

次に、試料採取に際し、必要とする個体数の検討を試みる。表-3-9においてクロスデートされた個体数の平均  $t$ -値が  $t=3.5$  以上を示した立地は 29 地点中 13 地点であった。この 13 地点の供試木の個体数を平均すると 19.8 個体だった。Fritts (1976) によると、20 個体以上の供試木から年輪幅系列を得ることが望ましいといわれている。本解析の結果でも Fritts の提案に近い値が得られたことから、供試木として必要な個体数は 20 個体が一つの目安になるものと思われる。

地点により固有変動率に差が生じる要因は、天然木と造林木の違いで生じるものではないようである。天然木の生育過程は外的要因の影響により固有変動をもつ年輪が多く形成されるものと考えられる。しかし、4 地点のアカエゾマツおよび王滝地点のヒノキは天然木にもかかわらず、同時性をもつ個体が多いという結果になった。

異なる個体間においてもクロスデートされた個体が認められたということは、樹幹の異性や地上高の違いにより認められた同一個体内の現象とは異なる。樹間競争などは、林分で同一時期に発生するものではなく、個体ごとに年代が異なり、それが成長量の違いとなって現れてくるものと考えられる。したがって、同一個体内の共通変動は形成層活動の同時性が考えられるが、異個体間の共通変動は、樹間競争などの発生年代や被圧影響が指標化によって除去された結果、同時性が得られたものと考えられる。また、この共通変動に関与する外的要因は、広い地域にわたり同時に作用する気候が深く関与している可能性が高いと考えられる。

#### ・同一採取地内の異なる樹種間の年輪幅の変動

雨龍地方演習林のアカエゾマツとトドマツ (図-3-3) および滋賀県湖東のスギとヒノキ (図-3-4) の指標年輪幅系列のグラフを見ると、一致を示していることから、それぞれに同時性が認められる。

両地点の  $t$ -値が  $t=5.2$ ,  $t=3.3$  という値は、同一樹種間でも高い相関係数の範囲になる。たとえば、アカエゾマツの同一樹種間の平均  $t$ -値 ( $t=4.0$ ) と対比しても、高い相関を示していることが判る (表-3-9)。

両地点の供試木はそれぞれ同一林分であるため、距離的には近い距離にあるが、異なる樹種間においても同時性が認められた。このことにより、異なる樹種を用いて、標準年輪幅系列の信頼性を向上させることも可能になるという結論を得た。

しかし、今回の結果は 1 例であり、異なる樹種を用いて代用するためには、まだ多くの地点を含めた検討が必要であろう。これらが究明されるまではできるだけ同一樹種による解析で行うべきであろう。

以上の 4 つの課題について、標準年輪幅系列を作成する面から論議をまとめる。

- ①円盤などの 4 方向の測線が設定できる場合は 4 方向の平均値を用いることが望ましく、それが困難な場合は横断面の 1 方向で個体を代表させることも可能である。

- ②樹幹の地上高は枝下部位の5.3 mを中心に採取する。この条件が困難な場合は胸高部位で採用することが可能である。しかし、樹冠部は避けるべきであろう。
- ③地点を代表する標準年輪幅系列を作成するために必要な個体数は、円盤や成長錐の場合では20個体以上を最低限とすることが望ましい。
- ④異なる個体でもって標準年輪幅系列を作成する時は、アカエゾマツとトドマツ、ヒノキとスギについて相互に補間することも可能である。しかし、可能な限り同一樹種による解析が望ましい。
- ⑤指標化関数として、短周期成分を抽出する3次多項式とハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) の併用は年輪年代学的な指標化手法として推奨できる方法である。
- ⑥4解析の中でも最も高い水準を示したアカエゾマツは、年輪年代学の適用樹種としての可能性が高い。

#### 第4章 異なる採取地間の標準年輪幅系列の同時性と信頼限界距離

##### —アカエゾマツ・ヒノキ・スギ—

年輪幅変動の情報を利用する年輪年代学や年輪気候学は、気候の変動が年輪幅の形成に関与し、その共通する年輪幅変動を利用するという前提のもとに成立している手法であることは前述した。第2章では、年輪幅の短周期成分に含まれる変動の解析には3次多項式とハイパスフィルタ ( $T_c < 5$ ) を併用した指標化法が、短、中期の解析にはローパスフィルタの指標化法が適しているという知見を得た。第3章では、個体内あるいは比較的限られた狭い林地内に生育する個体間の年輪幅に、共通する年輪幅変動(同時性)が認められることも判明した。これらはいずれも個体内あるいは個体間の同時性について検討したものである。

本章では上述の知見に基づき、地点を代表する年輪幅系列を作成し、地点間に共通する年輪幅変動の解析を行う。地点を代表する年輪幅系列には採取地点の指標年輪幅系列に積算平均によるS/N比の改善の処理を行った標準年輪幅系列を作成する。アカエゾマツおよびヒノキ、スギの対象地を拡大し、異なる採取地の標準年輪幅系列の同時性と信頼限界距離の関係を導いて総合的な解析を行う。

前章までの年輪幅変動は比較的狭い地点における共通の年輪幅変動であった。本研究では地点間に共通する年輪幅系列を用いて、地域を代表する標準年輪幅系列を作成する。地域を点から面へ広げ、広い地域に共通する年輪幅変動を利用した応用例を探究することが目的である。

各地点の標準年輪幅系列に統計的な有意水準が確認されると、その地点の標準年輪幅系列についてさらに時系列の積算平均することにより、より広い地域を代表する標準年輪幅系列が得られる。このことにより、平均された標準年輪幅系列は広い地域を代表する年輪幅系列と言える。この地域内に生育する樹木の年輪幅系列は、平均された標準年輪幅系列と共通する相似の変動をもっていることになる。相似の変動をしている地点を結ぶ地域を年輪幅系列の相似地

域と仮称する。この年輪幅系列の相似地域の広がりを知るにより、標準年輪幅系列のクロスデーティングの適用範囲の知見が得られる。

具体的には、標準年輪幅系列の相似地域の適用範囲を知るため、統計的な信頼限界距離を調べた。樹種別に地点の標準年輪幅系列間の相関分析を行い、その相関係数から  $t$ -値を求める。この  $t$ -値と2点間の距離の散布図を描き、最小2乗法の1次の近似式を求める。この近似式から統計的な有意水準の限界値になる距離が算出され、年輪幅系列の相似地域としての信頼限界距離が求められる。また、年輪幅系列の相似地域を代表する標準年輪幅系列と有意な関係にある個体は、この相似地域内に生育していた可能性が高く、産地を推定する手段も生まれる。

#### 4.1 供試木と方法

供試木は、北海道北部のアカエゾマツ(4地点)と西日本を中心とするヒノキ(16地点)、スギ(9地点)であり、表-3-9と同じものである。立地を代表する年輪幅系列になる標準年輪幅系列が、単木あるいは数個体の供試木で作成することの危険性については、3.3節で述べた。少数の供試木で作成した標準年輪幅系列では、地点や個体に特有の変動が強く影響した年輪幅系列になり、信頼性の低い年輪幅系列になる。表-3-9で20個体以上の供試木を入手できた地点は、29地点中13地点で全体の約40%であり、10個体以上は23地点の約80%であった。3.3節の結果では20個体以上の供試木の個体数が望ましいと推論した。しかし、本解析の手法は広い地域から多数の立地の標準年輪幅系列が不可欠である。そのため、信頼性に多少問題が残るにしても、広い地域の各立地の年輪幅変動の同時性およびその距離との関係を算出することを優先させ、29地点のすべて供試木を対象とした。

用いた指標化の方法は、第2章で提案した短周期成分を抽出する3次多項式とハイパスフィルタ( $T_c < 5$ )の併用した方法であり、第3章で単木の樹幹部位内や立地内の個体間の年輪幅系列にも適用した同一の指標化の方法である。

地点間の標準年輪幅系列間の  $t$ -値と地点間の地理的距離を散布図に描き、最小2乗法で1次回帰した近似式と  $t = 2$  (自由度60の場合、有意水準5%)との交点を信頼限界距離として求めた。

#### 4.2 結果

地点の標準年輪幅系列は、アカエゾマツ4地点、ヒノキ16地点、スギ9地点の29系列が得られた。ヒノキの16地点のうち栗東、大歩危、スギの9地点のうち、揖斐、湖東、高野山、大歩危地点は個体数が少ないため信頼性が低いが、比較的相関が高い個体間で標準年輪幅系列を作成した。表-3-9で546個体中429個体がクロスデートされ、約80%が有意な値をもつ個体として選択された。したがって、採取した個体の約20%が固有の変動をもつ個体として確率的に求められた。

各地点の標準年輪幅系列の相関分析の結果は、アカエゾマツの  $t$ -値を表-4-1の左下に、 $t$ -値の大きさを◎ (有意水準1%以下) と○ (有意水準5%以下) の記号で表した地点間の相関分析の結果を右上に示す。同様にヒノキは表-4-2、スギは表-4-3に示す。

アカエゾマツでは、河東と政和の組み合わせを除き、すべての地点間で大きい  $t$ -値が認められた。 $t$ -値の平均値は  $t=4.6$  であった。ヒノキでは、大歩危と徳山地点が負相関や無相関 (固有変動率) を示した個体が多く、 $t$ -値の平均値は  $t=2.4$  であった。スギでは、地点間の組み合わせの中で、大歩危を除き、 $t$ -値は低いながらも有意になった地点がヒノキに比べて相対的に多かった。 $t$ -値の平均値は  $t=2.1$  であった。

信頼限界距離を算出すると、アカエゾマツ：表-4-1の  $t$ -値を用いて、4地点間の距離と  $t$ -値の関係をプロットしたものを図-4-1に示す。各地点間の  $t$ -値を線形回帰で一次式で近似すると、

$$t = -0.0296x + 5.9515 \quad (4-2)$$

になる。 $t=2$  との交点から、信頼限界の距離は約 133 km と算出された。負の傾斜をもって  $t$ -値が下がっていることが分かる。

表-4-1 アカエゾマツの標準年輪系列間の相関分析による  $t$ -値  
注) ◎: 有意水準1%以下, ○: 有意水準5%以下, 空白: 無相関または負相関

地点名	河東	母子里	白樺	政和
河東	—	◎	◎	
母子里	6.2	—	◎	◎
白樺	4.0	6.6	—	○
政和	2.0	6.1	2.6	—
平均 $t$ -値=4.6				

表-4-2 ヒノキの標準年輪系列間の相関分析による  $t$ -値  
注) ◎: 有意水準1%以下, ○: 有意水準5%以下, 空白: 無相関または負相関

地点名	王滝	彦根	菰野	亀山	栗東	京都	室生	高野山	美里	勝谷	海南	白鳥	大歩危	安芸	川崎	徳山
王滝	—	◎	○	○	○	○	◎	◎	○	○				◎		
彦根	4.8	—	◎	◎	◎	○	◎	◎	◎	○	◎			○		○
菰野	2.1	2.8	—	○		○	◎	◎	◎			○	○	○	○	○
亀山	2.4	3.4	2.3	—	◎	○	◎		○	◎	◎	◎		◎	◎	
栗東	2.1	4.9	1.7	3.4	—	○	◎		◎	◎	◎			○		
京都	2.0	2.1	2.2	2.2	2.2	—	◎		◎						○	
室生	3.1	4.9	3.2	6.7	6.5	3.0	—	○	◎	◎	◎	○		◎		
高野山	4.7	4.2	3.2	1.8	1.0	2.4	2.6	—	◎						○	
美里	3.0	5.4	4.3	2.8	3.7	3.6	5.8	5.3	—	○				○	○	
勝谷	2.5	2.3	1.4	5.9	3.6	1.0	5.3	0.8	2.1	—	◎			◎	◎	
海南	0.7	3.6	1.6	5.5	4.0	0.4	5.0	0.3	1.1	4.3	—	◎		◎	○	○
白鳥	1.9	1.7	2.1	5.1	1.3	0.3	2.5	0.7	0.6	2.7	3.6	—		◎	○	○
大歩危	0.6	-0.1	2.6	1.8	0.2	-0.5	1.8	1.9	1.6	1.1	1.2	1.8	—			
安芸	3.8	2.6	2.4	3.2	2.6	1.0	3.4	1.7	2.4	4.5	2.9	3.0	0.8	—	◎	
川崎	0.9	1.3	2.6	3.4	1.4	2.1	1.2	2.3	2.2	3.8	2.2	2.5	1.1	4.8	—	
徳山	-0.9	2.5	2.3	0.9	1.6	0.5	1.8	-0.4	1.1	0.6	2.9	2.2	0.1	-1.3	-0.8	—
平均 $t$ -値=2.4																

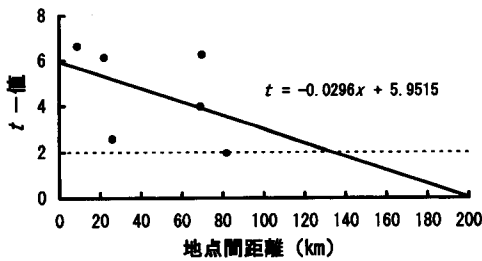


図-4-1 アカエゾマツ標準年輪系列の地点間の  $t$ -値と距離の関係

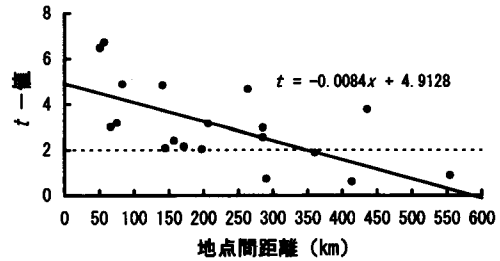


図-4-2 長野県王滝地点を起点にした  $t$ -値と距離の関係 (ヒノキ)

表-4-3 スギの標準年輪系列間の相関分析による  $t$ -値

注) ◎ : 有意水準 1% 以下, ○ : 有意水準 5% 以下, 空白 : 無相関または負相関

地点名	揖斐	彦根	亀山	室生	高野山	芦生	池原	新宮	大歩危
揖斐	—	○		◎	◎	○		○	
彦根	2.5	—	○	◎		◎			
亀山	1.5	2.3	—	○	◎	○	◎	◎	
室生	6.3	3.6	2.2	—	◎	◎		○	
高野山	3.4	1.8	5.1	3.9	—	○	○	○	
芦生	2.7	3.0	2.4	2.7	2.1	—	◎	◎	
池原	1.9	1.8	4.7	1.8	2.6	2.9	—		
新宮	2.2	1.1	3.5	2.5	2.5	3.3	1.4	—	
大歩危	0.5	0.4	-2.2	0.0	-1.5	2.0	-1.3	0.7	—

平均  $t$ -値 = 2.1

ヒノキ：表-4-2について、王滝地点を起点として地点間の距離と  $t$ -値の関係をプロットすると、図-4-2になる。各地点間の  $t$ -値を線形回帰で一次式で近似すると、

$$t = -0.0084x + 4.9128 \quad (4-3)$$

になり、信頼限界の距離は約 346 km と算出された。

スギの表-4-3について、揖斐地点を起点とした各地点の距離と  $t$ -値の関係をプロットすると、図-4-3になる。各地点間の  $t$ -値を線形回帰で一次式で近似すると、

$$t = -0.0096x + 3.9584 \quad (4-4)$$

になり、信頼限界の距離は約 204 km と算出された。

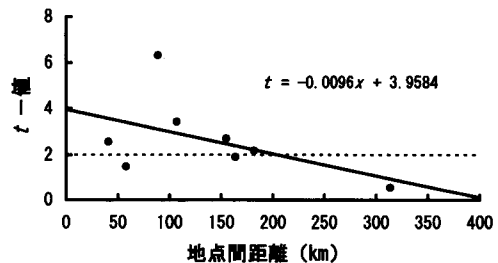


図-4-3 岐阜県揖斐地点を起点にした  $t$ -値と距離の関係 (スギ)

4.3 考察

アカエゾマツの信頼限界距離 ( $t = 2$ ) として 133 km が求められた。河東と母子里の距離が約 70 km あるにも関わらず標準年輪幅系列間の  $t$ -値が 6.2 と高い値を考えると、年輪年代学に適した樹種であるという推察がこの信頼限界距離からも裏付けられる。天然木は多様な生育環境から、個体間の相関に無相関あるいは負相関が多く現れ、一方、造林木の場合は統一された育林環境から高い相関を示すことが予想された。ところがアカエゾマツ天然木は 4 地点と地点数が少ないものの相関分析 (表-4-1) では高い相関を示す◎や○記号が多く現れた。雨龍の政和地点は、天塩の河東地点のみと無相関を示す空白であり、白樺地点とは最小 2 乗法による  $t$ -値の近似曲線から求めた近似値  $t = 5.2$  が、表-4-1 の  $t$ -値では  $t = 2.6$  と低い。次にこの要因を検討する。

政和地点は、昭和の初期に皆伐に近い伐採が行われた地点であり、現在は樹齢が約 65 年から約 110 年までのアカエゾマツの純林に近い姿に回復している林地である。政和地点の標準年輪幅系列を作成するための各個体間の相関分析の結果を図-4-4 に示すと、造林木的な一斉林の特徴を示す個体相互間に高い相関係数の◎記号が多いパターンであった (個体相互間の固有変動率が小さく、平均  $t$ -値が大きい値を示す)。一般に、一斉林的な成長パターンをもつ標準年輪幅系列の場合は、他の立地の標準年輪幅系列との  $t$ -値が小さくなる傾向がある。政和は白樺とも小さな  $t$ -値を示している。白樺は湿地系アカエゾマツ林のため、湿地に特有の外的要因を含んでいる可能性も考えられる。その結果、この白樺、政和の年輪幅系列はそれぞれに立地に固有の成長変動を含んでおり、両者の  $t$ -値が小さくなる要因となったことが推測される。

ヒノキの採取地点 (図-3-2) は西日本を中心に分布している。アカエゾマツ、スギに比べて採取地点が多いため、隣接している地点もあれば、比較的距離が離れている地点など、条件的にアカエゾマツ、スギに比べて詳しく検討できる。表-4-2 の◎、○記号を見ると、長野

地点	政和 1	政和 2	政和 3	政和 4	政和 5	政和 6	政和 7	政和 8	政和 9	政和 10	政和 11	政和 12	政和 13
政和 1													
政和 2	◎												
政和 3	◎	◎											
政和 4	◎	◎	◎										
政和 5	◎	◎	◎	◎									
政和 6	◎	◎	◎	◎	○								
政和 7	◎	◎	◎	◎	◎								
政和 8	◎	◎	◎	◎	◎	◎							
政和 9	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎						
政和 10	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎					
政和 11	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎				
政和 12	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎			
政和 13	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎		

図-4-4 政和地点から採取したアカエゾマツ供試木の指標年輪系列の相互相関分析  
注) ◎: 有意水準 5% 以下, ○: 有意水準 0.1% 以下, 空白: 無相関または負相関

県王滝から和歌山県勝谷まで比較的高い相関を示す◎, ○が多い傾向にある。全体的な傾向として、地点間の距離が遠くなるにしたがって無相関や負相関の空白が増加してくる。なかには特異的に距離が離れていても、高い相関を示す地点間の組み合わせもある。長野県王滝と高知県安芸の距離は約450 kmであるが、両地点の  $t$ -値は  $t=3.8$  であった。一方、(4-3)式から求めた近似値は  $t=1.25$  であるが、両地点間の  $t$ -値の  $t=3.8$  に比べて大きく外れている。この要因は明らかではないが、両地点の立地に特異的な要素が見られないことから、偶然の現象かもしれない。ヒノキの信頼限界距離 ( $t=2$ ) は346 kmで3樹種の中で最も長い距離が算出された。

地点	白鳥1	白鳥2	白鳥3	白鳥4	白鳥5	白鳥6	白鳥7	白鳥8	白鳥9	白鳥10	白鳥11	白鳥12	白鳥13	白鳥14	白鳥15	白鳥16	白鳥17	白鳥18	白鳥19	白鳥20	白鳥21	白鳥22
白鳥1	◎																					
白鳥2	◎	◎																				
白鳥3	◎	◎	◎																			
白鳥4	◎	◎	◎	◎																		
白鳥5	◎	◎	◎	◎	◎																	
白鳥6	◎	◎	◎	◎	◎	◎																
白鳥7	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎															
白鳥8	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎														
白鳥9	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎													
白鳥10	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎												
白鳥11	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎											
白鳥12	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎										
白鳥13	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎									
白鳥14	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎								
白鳥15	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎							
白鳥16	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎						
白鳥17	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎					
白鳥18	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎				
白鳥19	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎			
白鳥20	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎		
白鳥21	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	
白鳥22	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎	◎

図-4-5 白鳥地点から採取したヒノキ供試木の指標年輪系列の相互相関分析  
 注)◎：有意水準5%以下，○：有意水準0.1%以下，空白：無相関または負相関

一方、香川県白鳥、徳島県大歩危、山口県徳山地点は他の地点との間の相関が低い値になっている。この中で、徳島県大歩危は個体数も少ないことから、立地を代表する標準年輪幅系列としての信頼性が低くなることを3章で検討した。また、香川県白鳥地点は個体数が22個体もあるにも関わらず、他の地点とは無相関が多い。この要因は明らかでないが、図-4-5の白鳥地点の個体間の相関分析の結果を見れば、個体間で非常に高い相関を示している。白鳥地点は造林木であり、アカエゾマツの政和地点と同様に立地固有の変動をもつ個体が多いものと推察される。さらに、山口県徳山は、臨海工業地帯に隣接した立地のため、排煙などの酸性降下物に

よる成長阻害を考慮すると、立地固有の年輪幅変動をもつ可能性が考えられる。以上の結果から、立地固有の共通変動をもつ場合や少ない個体数で作成された標準年輪幅系列は立地を代表しているとは言えず、信頼性をもつ年輪幅系列を作成するためには試料収集の改善が必要であろう。

スギ9地点の標準年輪幅系列では徳島県大歩危地点を除けば、ヒノキと同様に、距離的に近い地点間では $t$ -値が大きく、遠く離れることにより $t$ -値が小さくなっていく傾向が伺える(図-4-3)。スギの信頼限界距離( $t=2$ )は204 kmが近似式から求められた。岐阜県揖斐と奈良県室生の距離は約90 km以上離れているが、両地点間の $t=6.3$ は近似(4-4)式による近似値 $t=3.1$ よりも大きい値になっている。とくに、室生は大歩危と池原を除くすべての地点と大きい $t$ -値を示している(表-4-3)。すなわち、作成された標準年輪幅系列が地点を代表する年輪幅系列を表しているものと考えられる。しかし、大きい $t$ -値が算出された必然的な要因は明らかにできなかった。

本解析では、Frittsら(1976)が提案している供試木20個体以上の個体数がすべての地点で得られなかったことや他の近似式による線形回帰の検討が今後の課題として残る。線形回帰式では、2次以上の近似式や他の関数形の近似式との関係を明確にすることにより、政和や安芸、室生地点のような近似値と離れた $t$ -値も差が小さくなる可能性がある。この問題を解決するためには、供試木の個体数を20個体以上に増やすこと、今回得られた地点の中間の距離に位置する立地、さらに距離の離れた立地からの収集が必要であろう。

一次の近似式の結果であるが、地点の年輪幅変動から地域の年輪幅変動へ対象木の範囲を拡大することにより、年輪年代学の研究に必要な距離に関する情報が得られた。この情報は、標準年輪幅系列を年輪年代学の方法に適用する範囲の目安になる。特にアカエゾマツは、個体内の横断面、樹幹部位、個体内で高い相関をもつことから、今後、採取地点数が増えることにより、適用が可能な地域と距離が明確になり、高い信頼性をもつ解析が期待される。信頼限界距離が精確に算出できれば、年輪幅の変動から林木の伐採地の推定が可能になり、新しい産地推定の方法に発展する可能性をもつという結果が得られた。

## おわりに

年輪幅変動の研究は、日本でも昭和初期には、いくつかの研究機関で行われていた。当時は、日本のような温暖で湿潤な気候下で育つ樹木は気候の影響が弱く、むしろ、隣接する樹木との競争の方が強い、そのため、年輪幅に占める絶対量は気候変動の関与が小さく、その他の外的な要因が支配的である、という考えが支配的であった。このような年輪幅をもつ樹木は年輪年代学や年輪気候学への適用を考えた場合、好ましい結果ではないと考えられてきた。

日本ではその後、ネガティブな結果を恐れて研究者の育成が行われなかったことも、一層、この研究の進展の障害になっている。断片的ではあるが、気象や歴史学者により年輪研究は行

われてきたが、統一的な結論が得られず今日に至っている。

筆者が年輪年代学に興味をもった理由は、昭和初期に始まった太陽黒点の周期を年輪幅変動に求めた研究が“なぜ、日本では成功しなかった”かという疑問であった。さらに、高度成長期には、環境汚染によると思われる森林の衰退が各所で話題になったこと、年輪解析の手法は環境の指標や年代学に応用できる多くの利点をもっていることなどが挙げられる。そして、昭和初期の研究が不成功に終わった要因を明らかにするため統計手法やコンピュータが発達した現在に年輪研究の手法を再検証しておくことは、たとえネガティブな結果に終わろうと意味のあることであろう、と考えた結論が研究を始めた動機であった。

過去の研究の流れから、本研究を遂行するための考え方として、“年輪幅系列の同時性”に課題を絞ることにした。“年輪幅系列の同時性”が広範囲に確認されるとなれば、その要因が気候以外でも、それを指標として年輪年代学の方法論の構築が可能となると考えた。先ず第1に実現させる具体的な方法として、単木の樹幹について年輪幅系列の時間的な変化を詳細に調べ、同時性を導く基本的な解析の手法を導く。次に、そこで得た知見をもとに、1個体から地点へ、さらに地域へと対象木の空間を拡大し、年輪幅の同時性を明らかにするように計画した。

研究を通じて判ったことは、年輪幅変動には広い地域にわたって共通の変動をもっていることである。その変動成分の抽出には、コンピュータによって、デジタル数値フィルタの1種であるハイパスフィルタの指標化法による年輪幅系列が解析に適していることが判明した。特に、年輪年代法の適用樹種としての諸条件（樹齢の高さ、生育分布の広さ）を備えているアカエゾマツが、地点の標準年輪幅系列間に高い相関をもつこと、広い地域にわたって年輪幅の共通変動をもつことを明らかに出来た点は研究遂行上の進展であった。

年輪解析法の利点は、早材から晩材形成にいたる1年輪の中に様々な外的要因の情報が記録され、また、地球上の生物の中で最も長命なため、環境の指標としての計り知れない情報量をもっていることである。本研究の手法は年輪幅に含まれる短周期の変動成分を利用している。しかし、年輪幅の絶対量の大部分を占める中・長期の変動は、長期の気候変動のみならず、森林の動態の履歴や肥大成長の推定など、過去の成長変動から将来の成長変動の予測へ展開できる指標としての可能性をもっている。

年輪年代学的な側面から、年輪幅のみを情報とする方法論を展開してきた本研究の成果が将来の研究者にも継続され、年輪解析学の発展に役立つことを願っている。年輪に含まれる情報は年輪幅のみならず、軟X線デンシトメトリより得られる容積密度を用いると、早材や晩材の密度などの細胞レベルの情報が得られる(太田 1978, 深沢 1990, 小林ら 1992, 野堀 1994, 安江ら 1994)。これらの細胞レベルのミクロな変動を指標とすることにより、新たな年輪年代学としての発展が期待されている。さらに、ハイパスフィルタによる指標化法が細胞レベルの変動にも適用できるように改善することも、今後の課題であると考えている。

本論文の末筆に当たり、研究の遂行には多くの方々の御理解、御支援を頂きました。ここ

に記して感謝の意を表します。

研究遂行では終始御指導を賜りました北海道大学名誉教授 深沢和三博士に深甚なる感謝の意を表します。また、本研究の論議に多大な御指導と御激励を賜りました京都大学名誉教授 東村武信博士に感謝いたします。さらに、本論文の取りまとめに際し、数々の貴重な御教示を賜りました北海道大学農学部教授 藤原滉一郎博士(現山形大学)、同教授 堀口郁夫博士、同教授大谷 諄博士に深謝の意を表します。特に、研究の遂行に際し、御助言、御激励を賜りました北海道大学農学部教授 滝川貞夫博士、同教授 松田 疆博士に厚く御礼申し上げます。

現地調査および試料収集にあたり、北海道大学農学部附属演習林、雨龍地方演習林、天塩地方演習林職員諸氏に多大なご協力とご理解を頂き、心から御礼申し上げます。

次の方々には調査活動に直接御協力頂き、また有益な御助言を伺うことができました。京都大学原子炉実験所をはじめ京都大学附属演習林、長野県王滝営林署、和歌山県尾鷲営林署・高野営林署。また、各地元ではこのほかにも多くの方々にお世話を頂きました。

なお、本研究費の一部は文部省科学研究費補助金(課題番号 06660171)によって行ったものである。

## 引用文献

- Baillie M.G.L. (1977) : An oak chronology for south Scotland, *Tree-Ring Bull.*, **37**, 33-44.
- Cook E.R. (1985) : A time series analysis approach to tree ring tandardization, 171pp. Ph. D. Dissertation, Univ. of Arizona.
- Cook E.R. and L.A. Kairiukstis (1990) : Method of dendrochronology, 394pp, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Douglass A.E. (1919) : Climatic cycles and tree-growth, No.289, 127pp. Carnegie Institution of Washington Publication.
- Eckstein D. (1972) : Tree-ring research in Europe, *Tree-ring Bull.*, **32**, 1-18.
- Feliksik E. (1972) : Dendroclimatic studies of spruce (*Picea excelsa* L.), *Acta. Agraria et Silvestra*, **12**, 41-70.
- Fritts H.C. (1963) : Computer programs for tree-ring research, *Tree-ring Bull.*, **25**, 2-7.
- Fritts H.C. (1976) : Tree rings and climate, 567pp, Academic Press, London.
- 淵本金哉 (1937) : 屋久杉の年輪, 天気と気候, **4** (5), 211-215.
- 深沢和三編 (1990) : 樹木の年輪が持つ情報, 平成元年度科学研究費(試験研究1)研究成果報告書, 141 pp.
- 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.
- Heikkenen H. (1984) : Tree-ring patterns, -A key year technique for crossdating, *J. For.*, **82**, 302-305.
- 平野烈介(1921) : 樹齢二百五十余年の杉の巨木に現はれたるブリュックネル周期, *気象集誌*, **39**(10), 276-281.
- 東村武信 (1990) : 考古学と物理化学, pp 8-21, 学生社, 東京.
- 堀場義平 (1977) : 老木年輪幅の規則性について, *三重大学農学報*, **54**, 117-136.
- 堀場義平 (1980) : 年輪指標の標準化と年代的波動について, *三重大学教育学部研究紀要*, **31**, 87-97.
- 堀 節雄 (1937) : 年輪の研究, 京都帝国大学農学部, 学士論文.
- Huber B. (1941) : Aufbau einer mitteleuropäischen Jahrring-chronologie, *Mitteilung Akad. Dtsch. Forstwiss.*, **1**, 110-120.
- Jazewitsch W. (1961) : Zur klimatologischen Auswertung von Jahrringkurven, *Forstwissenschaftliches*,

- Centralblatt, **80**, 175-190.
- Kapteyn J.C. (1914) : Tree growth and meteorological factors, Rev. Trav. Bot. Neerl., **11**, 70-93.
- 加藤輝隆・加賀屋 実・鏡森定信・河野昭一・狐塚 寛 (1988 a) : スギ年輪幅に及ぼす大気汚染の影響評価 (I),  
-火力発電所の操業と標準化年輪指数の推移-, 大気汚染学会誌, **23**, 311-319.
- 加藤輝隆・加賀屋 実・鏡森定信・河野昭一・狐塚 寛 (1988 b) : スギ年輪幅に及ぼす大気汚染の影響評価 (II),  
-火力発電所周辺地域における標準化年輪指数と大気中の SO<sub>2</sub>, NO<sub>2</sub>濃度との関連-, 大気汚染学会誌,  
**23**, 320-328.
- 小林 修・深沢和三・中島 淳 (1992) : 林地の環境変遷と樹木の年輪情報 (第1報), 北海道大学農学部演習  
林研究報告, **49**(1), 37-57.
- 小原二郎 (1958) : 法隆寺五重塔心柱材の成長経過について, 古文化財の科学, **15**, 12-17.
- Kojo Y. (1987) : A dendrochronological study of *Cryptomeria japonica* in Japan, Tree-Ring Bull., **47**, 1-21.
- 小村 貢 (1936) : 年輪に関する研究, 京都帝国大学農学部, 学士論文.
- LaMarche Jr. V.C. and H.C.Fritts (1972) : Tree-ring sunspot numbers, Tree-Ring Bull., **32**, 19-32.
- LaMarche Jr. V.C. (1974 a) : Paleoclimatic inferences from long tree-ring records, Science, **183**, 1043-1048.
- LaMarche Jr. V.C. (1974 b) : Frequency-dependent relationship between tree-ring series along an  
ecological gradient and some dendroclimatic implications, Tree-Ring Bull., **34**, 1-20.
- Leith Holloway Jr. J. (1958) : Smoothing and filtering of time series and space fields, Advances in  
Geophysics, IV, 351-389.
- Libby W.F., E.C.Anderson and J.R.Arnold (1949) : Age determination by radiocarbon content ; World  
-wide assay of natural radiocarbon, Science, **109**, 227-228.
- 真鍋大覚 (1964) : 屋久杉の年輪から解析された古代気象の永年変化と大風の変遷, 九州大学附属演習林集報,  
**22**, 127-165.
- 真鍋大覚 (1987) : 年輪の収縮から推定される震度. 「樹木年輪」短期研究会報告 KURRI-TR-300, 9-17.
- Matalas N.C. (1962) : Statistical properties of tree-ring data, Int. Assoc. Sci. Hydro., **7**, 39-47.
- 松田 疆 (1989) : アカエゾマツ天然林の更新と成長に関する研究, 北海道大学農学部演習林研究報告, **46**(3),  
595-717.
- 松永政一 (1937) : 年輪に関する研究, 京都帝国大学農学部, 学士論文.
- Mikola P. (1956) : Tree-ring research in Finland, Tree-Ring Bull., **21**, 16-20.
- 南 茂夫 (1986) : 科学計測のための波形データの処理, 236 pp, C Q 出版, 東京.
- 三沢勝衛 (1937) : 新地理教育論-地方振興と其の教化-, pp 49, 古今書院, 東京.
- 三島兼二 (1936) : 年輪に関する研究, 京都帝国大学農学部, 学士論文.
- 光谷拓実 (1987 a) : 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.
- 光谷拓実 (1987 b) : 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およ  
びヒノキと異樹種間との年輪変動パターンとの相関分析-, 木材学会誌, **33**, 175-181.
- 箕輪光博 (1982) : 林木の生長に関する理論的考察 (I) log-MITSCHERLICH 式の理論, 日本林学会誌, **64**,  
461-467.
- Mori Y. (1981) : Evidence of an 11-year periodicity in tree-ring series from Formosa related to use the  
sunspot cycle, J.Climatology, **1**, 345-353.
- 村井延雄 (1932) : あかえぞまつノ直径成長ニツキテ, 北海道帝国大学農学部, 学士論文.
- 奈良国立文化財研究所編 (1991) : 年輪に歴史を読む, 195 pp, 同朋社, 京都.
- 西岡秀雄 (1972) : 気候 700 年周期説-寒暖の歴史-, 164 pp, 好学社, 東京.
- 野堀嘉裕 (1994) : 軟X線デンシ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, 日本林学会誌, **76**, 89-94.
- 野田真人・東村武信・東村隆子 (1983) : 年輪年代法, 考古学と自然科学, **16**, 17-41.

- 野田真人 (1989) : 画像解析システム用いた年輪幅計測, 第3回「樹木年輪」研究会報告書, 京都大学原子炉実験所 KURRI-TR 336, 63-67.
- 野田真人 (1993) : 肥大成長の時系列変動に含まれる共通変動成分の導出法-西日本に生育するヒノキ, スギについて-, 日本林学会論文集, **104**, 335-337.
- 奥山 晋 (1937) : 年輪に関する研究, 京都帝国大学農学部, 学士論文.
- 太田貞明 (1978) : ソフト X線による樹木の年輪構造 (第1報) 汚染大気下で生育した樹木の年輪構造, 木材学会誌, **24**, 429-434.
- Outi M. (1961) : Climatic variations in the North Pacific subtropical zone and solar activity during the past ten centuries (I), Bull. Kyoto Gakugei Univ., **B19**, 41-61.
- Outi M. (1962) : Climatic variations in the North Pacific subtropical zone and solar activity during the past ten centuries (II), Bull. Kyoto Gakugei Univ., **B20**, 25-48.
- 大内正夫 (1964) : 樹木の生長率と気候変動, 京都学芸大学紀要, **B 25**, 89-107.
- Pilcher J.R. (1976) : A statistical oak chronology from the north of Ireland, Tree-Ring Bull., **36**, 21-27.
- Polge H. (1970) : The use of X-ray densitometric methods in dendrochronology, Tree-Ring Bull., **30**, 1-22.
- 斎藤博英 (1948) : 北海道における樹木の年輪調査, 研究時報, **2** (2), 42-50.
- Schweingruber, F.H. (1989) : Tree rings -basics and applications of dendro chronology-, 276pp, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- 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.
- 四手井綱英 (1944) : 「杉林施業法基礎調査生長編」, 秋田営林局.
- Studhalter R.A. (1956) : Early history of crossdating, Tree-Ring Bull., **21**, 31-35.
- 末田達彦・梅村武夫・牧野郁雄 (1983) : 年輪生長パターンの相関分析, 日本林学会中支集, **31**, 1-5.
- 杉浦明平訳 (1954) Leonard da Vinci 著「レオナルド・ダ・ヴィンチの手記」下, pp 362, 岩波書店, 東京.
- 鈴木義之 (1933) : 年輪に関する研究, 京都帝国大学農学部, 学士論文.
- 鈴木 哲 (1975) : 安中市のCd 汚染地のスギ年輪幅と年輪中の Cd, Zn, Pb 含有率, 日本林学会誌, **57**, 45-52.
- Svedov O. (1892) : Tree as chronicles for dry periods, Meteorologiceskij **No.5**, 163-178.
- 高田和彦 (1985) : スギの直径生長における Key Year について, 日本林学会誌, **67** (6), 240-242.
- 高橋宏明 (1979) : 年輪の証明, 172 pp, 地産出版, 東京.
- 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, 日本林学会誌, **65** (5), 179-182.
- 渡辺直径 (1961) : 人類が来た道のりを測る (10), 自然, **16** (8), 58-62.
- 八木光雄 (1935) : 年輪に関する研究, 京都帝国大学農学部, 学士論文.
- 山田 耕 (1935) : 年輪に関する研究, 京都帝国大学農学部, 学士論文.
- 山岸 宏訳, Kolchin B.A. 著 (1964) : 年輪年代学-樹木に刻まれた歴史を数える-, 自然, **19** (9), 57-62.
- 山本武夫 (1948) : 歴史時代の気候の長周期変動の就いて, 科学, **18** (3), 107-114.
- 山本武夫 (1976) : 気候の語る歴史, 245 pp, そしえて社, 東京.
- 山沢金五郎 (1930) : 桧年輪調査成績, 岐阜県高山測候所.
- 安江 恒・船田 良・野田真人・深沢和三 (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, 北海道大学農学部演習林研究報告, **51** (2), 243-266.
- 横堀 誠 (1986) : 大気汚染が樹木に及ぼす影響の評価に関する研究, 茨城県林試報告, **16**, 1-61.

### Abstract

Tree-ring samples from akezomatsu (*Picea glehnii*) in northern Hokkaido, hinoki (*Chamaecyparis obtusa*) and sugi (*Cryptomeria japonica*) in central Honshu of Japan were analyzed and found suitable for dendrochronologic analysis. The purpose of this paper is to find a method for dendrochronology in Japan.

When studying Japanese dendrochronology, there are problems in verification of the simultaneous characteristic of tree-ring time series. In this study, we attempt to clarify these problems.

A standardization function for the removal of the growth trend was used to compare the following six methods: exponential, polynomial (third order), moving average (5 year), low-path filter (period > 15 year), high-path filter (period < 5 year) and combination polynomial - high-path filter. The combination polynomial - high-path filter method was created by treating the high-path filter (period < 5 year) with third order polynomial indexing. This was accomplished by utilizing analyzed results of the time series.

The simultaneous characteristics of the tree-ring time series was compared between various species obtained from the same sites, and between the same species from different sites.

The time series of different height of a tree (base to crown) was shown to have a high correlation. In addition, Student-*t* analysis of site chronology pairs and their distance apart were completed. It was calculated to be approximately 130 km in spruce, 350 km in cypress, and 200 km in cedar. Also, simultaneous characteristics in tree-ring time series were obtained in cross-dated analysis of 29 chronology time series from 546 samples in Japan.

The simultaneous characteristics of the variation of tree-ring time series were examined in various sites and this resulted in a uniform and useful cross-date. Thus, spruce, cypress and cedar appear to produce a promising index for dendrochronology -building in Japan.