

琵琶湖南岸地域のヒノキ年輪データによる 気候変動再現の試み

庄 建治朗⁽¹⁾・高橋 浩⁽²⁾・中村 俊夫⁽³⁾

⁽¹⁾ 名古屋工業大学工学部システムマネジメント工学科 〒466-8555 名古屋市昭和区御器所町
Phone 052-735-5494 Fax 052-735-5503 show@ace.nitech.ac.jp

⁽²⁾ 名古屋大学大学院理学研究科地球惑星理学専攻 〒464-8602 名古屋市千種区不老町
Phone 052-789-2578 Fax 052-789-3095 tak@nendai.nagoya-u.ac.jp

⁽³⁾ 名古屋大学年代測定総合研究センター 〒464-8602 名古屋市千種区不老町
Phone 052-789-2578 Fax 052-789-3095 nakamura@nendai.nagoya-u.ac.jp

1. はじめに

過去の気候環境を復元するために樹木年輪を利用する研究が多く行われてきた (e.g., Fritts, 1976)。著者らは、琵琶湖南岸地域のヒノキ現生木 4 個体について近年約 100 年分の安定炭素同位体比 ($\delta^{13}\text{C}$) を 1 年輪毎に測定して気象データとの相関分析を行い、年輪の $\delta^{13}\text{C}$ の変動と密接な関係を有する気象要素として春～初夏の日照時間や初夏の降水量・降水日数を見出した(庄・高橋・中村, 2000)。本研究では、同地域のさらに長期 (約 300 年間) の年輪を有するヒノキ現生木 1 個体について $\delta^{13}\text{C}$ を測定するとともに、これまでの成果を踏まえ $\delta^{13}\text{C}$ と年輪幅のデータから気候要素を説明するモデルを構築し、この地域の 18 世紀以降の気候環境復元を試みる。

2. 測定試料

測定した試料は全てヒノキ (*Chamaecyparis obtusa*) で、根元付近 (地上高 30~40 cm) を測定に供した。個体数は 5 つで、琵琶湖南方の太神山地域 (大津市南部) から 4 個体 (それぞれ TNK-A3、TNK-C8、TNK-C9、TNK-F11 と表記)、約 30km 離れた長命寺地域 (近江八幡市) から 1 個体 (CHM-B22 と表記) 採取した (Table 1)。試料採取地点の位置図を Fig. 1 に示す。

本研究では、ミクロトームでスライスした木材の柁目面切片 (100~200 μm) を顕微鏡下で 1 年輪ごとに分割し、各々亜塩素酸ナトリウムを用いた処理とアルカリ処理によりセルロースを単離した。TNK-F11 以外の 4 個体については、単離したセルロースを酸化銅とともにガラス管に真空封入し、850°C で 2 時間燃焼させた。その後発生したガスを真空ラインへ導入し冷媒 (ethanol slush : -100°C) を用いて二酸化炭素に精製し、名古屋大学年代測定総合研究センターの質量分析計 (Finnigan MAT252) により $\delta^{13}\text{C}$ を測定した (青木・池田, 1996 ; 青木, 1997)。TNK-F11 については、セルロース試料を凍結乾燥後、名古屋大学大気水圏科学研究所に設置の元素分析同位体比質量分析計 (NC2500-Conflo II -MAT252) に導入し、二酸化炭素の分離と $\delta^{13}\text{C}$ の測定を連続して行った。

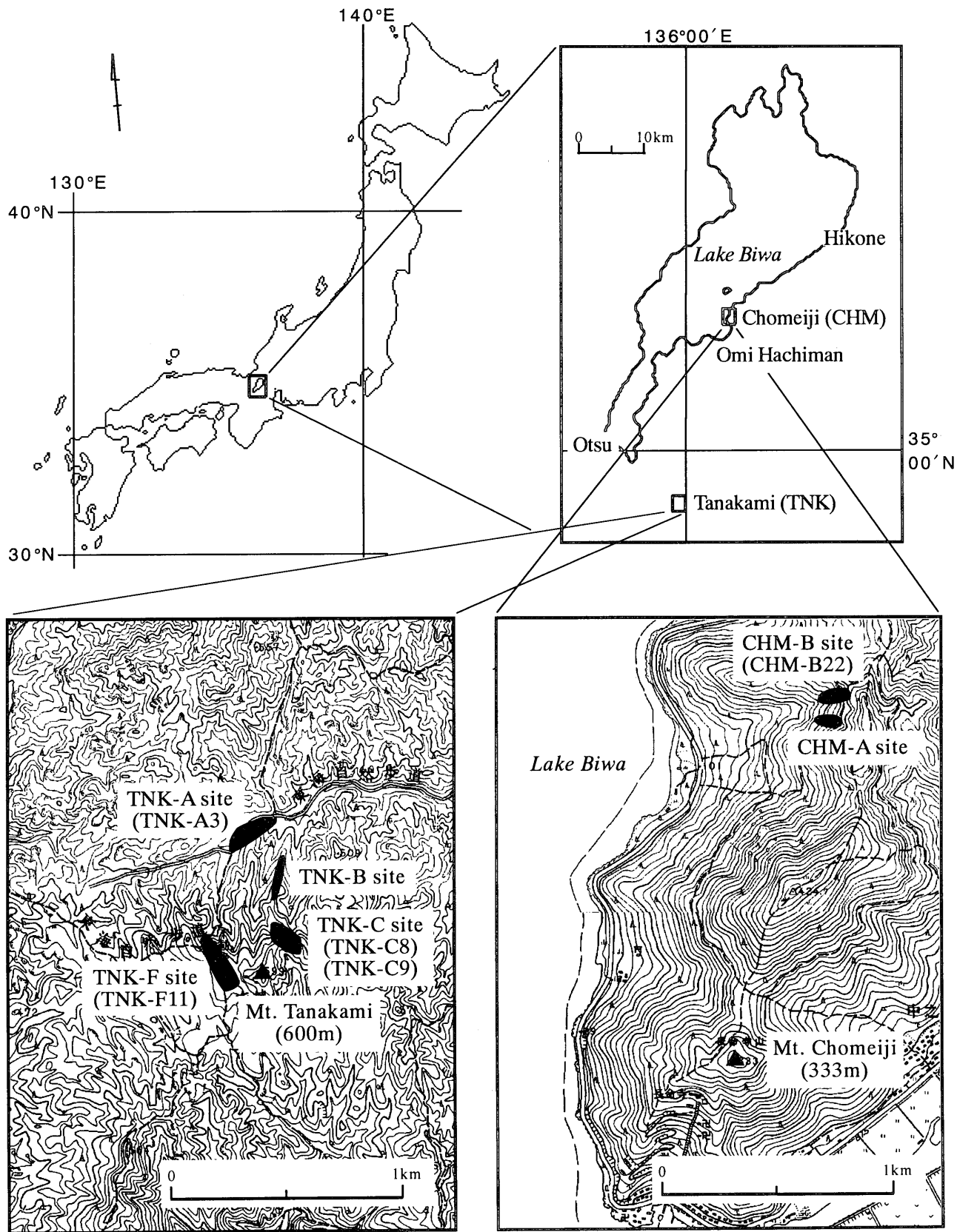


Fig. 1 Location map of the sampling site

Table 1 List of the sample trees

sample name	sampling date	growing interval	measured interval	diameter (cm)	locality	altitude (m)	direction of slope
TNK-A3	Nov., 1994	1832-1994 (163 rings)	1891-1994 (104 rings)	40	34° 55' 09" N 135° 59' 13" E	460	N
TNK-C8	Nov., 1994	1816-1994 (179 rings)	1902-1994 (93 rings)	40	34° 55' 55" N 135° 59' 20" E	500	SE
TNK-C9	Nov., 1994	1816-1994 (179 rings)	1901-1994 (94 rings)	50	34° 55' 55" N 135° 59' 20" E	500	NE
TNK-F11	Nov., 1993	1702-1993 (292 rings)	1727-1993 (267 rings)	70	34° 54' 49" N 135° 59' 07" E	550	SW
CHM-B22	Nov., 1994	1921-1994 (74 rings)	1936-1987 (52 rings)	50	35° 10' 30" N 136° 04' 25" E	250	W

3. 測定結果

5つの試料について測定した $\delta^{13}\text{C}$ の経年変動を、同じ測線における対応する期間の年輪幅の変動とともに Fig. 2 に示す。なお、CHM-B22 の最外部数年分については、試料の損傷が著しいため $\delta^{13}\text{C}$ を測定できなかった。

Table 2 は、5 個体全ての測定値が得られた 1936~1987 年の期間について、

個体間での $\delta^{13}\text{C}$ 値の相関係数を計算したものである。各個体の $\delta^{13}\text{C}$ 変動は、地域の個体に共通して見られる広域的な環境要因と、個体差による影響とが重ね合わさったものと考えられることができるが、本研究で測定した個体間相関は、殆どの組み合わせについて 0.6 程度かそれ以上の値を示しており、 $\delta^{13}\text{C}$ 変動が主として広域的な環境要因（気象条件もこれに含まれると考えられる）に支配されていることが確かめられたといえよう。また、長命寺地域と太神地域の個体間での相関係数は、太神地域の個体相互間でのそれと同程度に高く、このことから $\delta^{13}\text{C}$ 変動と密接な関係をもつ環境要因は少なくとも 30km 程度の空間スケールを持っていることが推測される。これらのことから、複数個体の測定値を平均することで、個体による環境への応答の違いを除去して、研究地域全体の環境変動を反映した年輪データが得られると期待される。よって、本研究では 5 個体の測定値を平均（5 個体全ての測定値が得られない期間については測定値の得られる個体のみで平均）して得た変動パターンを、研究地域を代表する変動パターンと考えた。但し、個体間で変動のパターンは類似するものの、値そのもので見ると TNK-F11 は全体的に他の個体より高く、CHM-B22 は低い (Fig. 2, a)。このように、全体的な $\delta^{13}\text{C}$ 値の大きさは個体毎に異なるため、そのまま個体間で平均をとることには問題があると思われる。そのため、ここでは最も

Table 2 List of cross correlation coefficients for each of the measured $\delta^{13}\text{C}$ series (1936-1987)

	TNK-A3	TNK-C8	TNK-C9	TNK-F11
TNK-C8	0.70			
TNK-C9	0.57	0.62		
TNK-F11	0.40	0.75	0.64	
CHM-B22	0.52	0.66	0.69	0.77

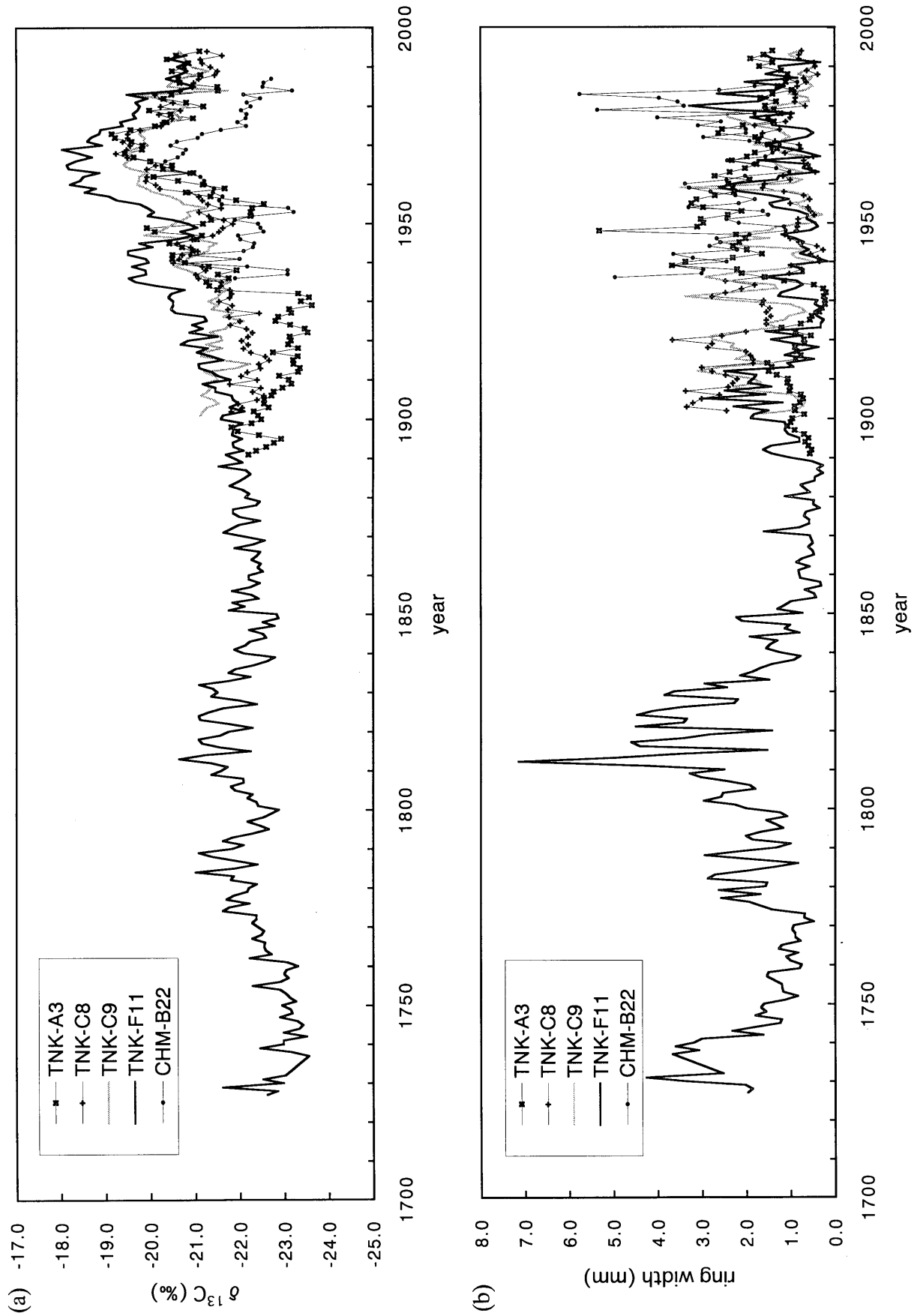


Fig. 2 $\delta^{13}\text{C}$ and tree-ring width records of the sample trees (a) Measured $\delta^{13}\text{C}$, (b) Tree-ring width (Sho, 1996)

長期の測定値を有する TNK-F11 を基準として、他の個体については TNK-F11 と重複する期間での測定値の平均値が TNK-F11 の同じ期間での平均値と等しくなるように補正を加えた（具体的には、TNK-A3、TNK-C8、TNK-C9、CHM-B22 の各測定値にそれぞれ、1.11、1.01、0.65、2.27% を加算した）上で、平均をとることとした。またその際、TNK-A3 は 1932 年以前で他の個体とは明らかに異なる変動傾向を示しており（Fig. 2, a）、この期間については何らかの個別的要因による影響が大きいと考えられるため（庄・高橋・中村, 2000）、代表パターンの計算には用いないこととした。

4. 安定炭素同位体比と気象要素との相関

Fig. 2 (a) を見ると、樹木年輪の $\delta^{13}\text{C}$ 変動は、年々の変動よりも 10 年程度以上といった長期的な変動が比較的大きいことがわかる。しかし、気象データでは一般的に年々の変動が卓越しており、100 年程度の時間スケールで見ると傾向的な変動は比較的小さい（Fig. 4）。これは、 $\delta^{13}\text{C}$ の長期変動成分に近年の大気汚染といった気象条件以外の環境要因が強く影響を与えているためと考えられる（Sakata *et al.*, 1998）。それ故、樹木年輪の $\delta^{13}\text{C}$ と密接な関係を持つ気象要素を見出そうとする際には、まず $\delta^{13}\text{C}$ 値の経年変動から長期成分を除去し、気象要因の影響がより強いと考えられる短期変動成分のみを抽出した上で気象データと相関分析を行うのが好都合であろう。本研究では、 $\delta^{13}\text{C}$ の代表パターンの 11 年移動平均（当該年と前後 5 年ずつを含む 11 年間の平均値）をとり、これを当該年の測定値から差し引くことにより長期成分を除去した。こうして得られた $\delta^{13}\text{C}$ の変動パターンを基準化代表パターンと呼ぶことにする。一方、比較する気象要素には、月毎に集計した気温（大津）、降水量（大津）、降水日数（近江八幡）、日照時間（彦根）のデータを用いた。

基準化した $\delta^{13}\text{C}$ と各気象要素との相関係数を Fig. 3 に示す。ヒノキの年輪形成時期は 3 月初旬から 9 月の終わりまでであるため（三好, 1952）、比較する気象要素にはその年輪が形成された年の前年 10 月から当該年 9 月までの気象データを用いた。Fig. 3 には、対象期間を奇数年と偶数年に分けそれぞれについて計算した場合と、全年を対象に計算した場合の 3 通りについての結果を示した（庄・高橋・中村, 2000）。図の上部に * 等の印を付したものは、相関係数に 95% 水準で有意性の認められた要素である（*：奇数年、†：偶数年、‡：全年）。分析の結果、奇数年、偶数年ともに相関係数が 95% 有意なのは 5 月日照時間のみであった。また、2 ヶ月以上 4 ヶ月までを集計した気象要素についても同様に分析を行ったところ、総合して最も高い相関を示したのは 5~6 月日照時間（相関係数 0.36）であった。このように、樹木年輪の $\delta^{13}\text{C}$ 値と春から初夏の日照時間とが高い相関を示した結果は、Farquhar *et al.* (1982) が提唱した光合成における同位体分別を表すモデルから予想される結果とよく合致している。また、5~6 月降水日数（相関係数 -0.32）、5 月降水量（相関係数 -0.25）等との間に負の相関が認められた。これはこの時期の日照不足による $\delta^{13}\text{C}$ への影響が負の相関として表れたと見ることができる。

5. 年輪幅と気象要素との相関

年輪幅のデータは、太神山、長命寺地域からそれぞれ 38、12 個体のヒノキ円盤標本を採取し（ $\delta^{13}\text{C}$ を測定した標本もこの中に含まれる）、木工用サンダーで表面を研磨した後、各個体 2~4

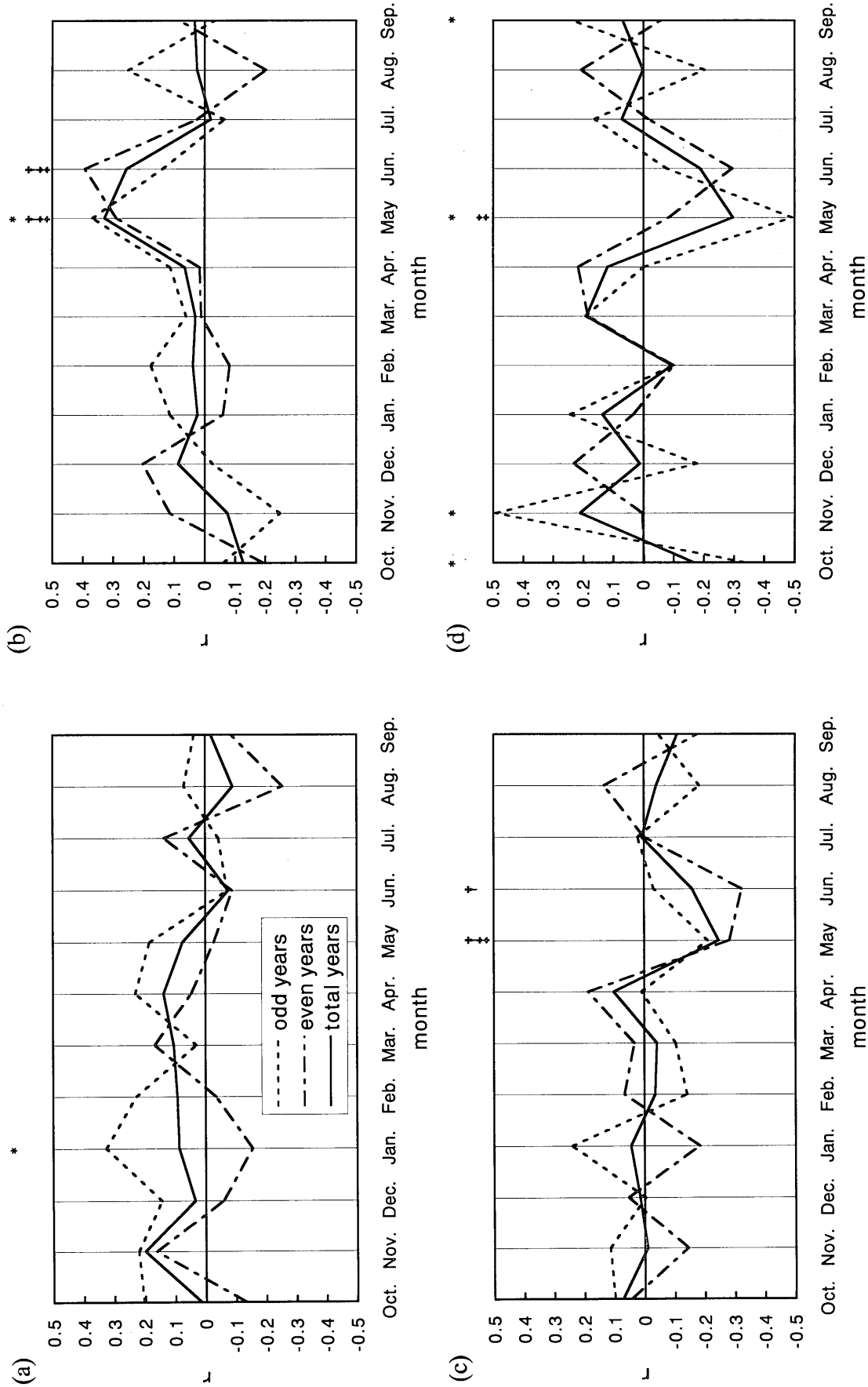


Fig. 3 Correlation between standardized $\delta^{13}\text{C}$ and monthly climatic factors (a) Mean temperature, (b) Sunshine duration, (c) Precipitation, (d) Number of precipitation days
 '*', '†' and '‡' indicate significant correlation at 95% level (*: odd years, †: even years, ‡: total years)

本の測線を設定してマイクロスコープにより 1/100~1/50mm の精度で測定した (庄, 1996)。年輪数は、太神山地域の個体が概ね 150~300、長命寺地域が 70~80 である。

年輪幅は、 $\delta^{13}\text{C}$ と異なり個体毎、測線毎で変動傾向が大きく異なるため (Fig. 2, b)、まず測線毎に基準化して長期変動成分を除去した後、個体毎に平均し個体を代表する変動パターンを求めた。基準化には $\delta^{13}\text{C}$ と同様に 11 年移動平均を用いたが、ここでは当該年の測定値を移動平均値で除することによって基準化を行った。また、ここで用いた標本の中には年輪境界が不明瞭なものなど年輪と形成年との対応の不明確なものが存在するため、これらの年代を確定するために基準化したデータについて他の年代の確実な年輪パターンとの相互相関関数を取り、クロスデューティングを行った。こうして得た年代の確定した年輪パターンは、相互に相関係数及び t 値を計算して検定を行い、他と比べ異常な変動を示すと考えられるものを除外した後、地区毎に平均して太神山及び長命寺地域を代表する標準年輪パターンをそれぞれ求めた。年輪幅については、太神山地域と長命寺地域の個体間での相関が同じ地域内の個体相互間での相関に比べて明らかに低いいため、両地域で別個の標準パターンとした。

このようにして得られた太神山、長命寺地域それぞれの標準年輪パターンについて気象要素との相関を分析した。ここで用いた手法及び気象データは $\delta^{13}\text{C}$ の場合と同様である。太神山地域に関する分析結果を Fig. 4 に示す。分析の結果、相関の高い気象要素として、2~4 月平均気温 (相関係数 0.25)、5~7 月降水量 (相関係数 -0.30) が見出された。年輪幅が早春期の気温と高い正の相関を示すのは、この時期の気温が早材の形成開始時期と密接な関係を有するため (三好, 1952) と解釈される。また、前年 11~12 月日照時間 (相関係数 -0.25) 等との間にも相関が見られた。長命寺地域についても、気象要素の期間や相関の度合いに幾分ずれがあるものの、概ね同様の傾向が見られた。

6. 年輪データによる気候復元

以上の結果から明らかなように、対象地域におけるヒノキ年輪の形成には 2 つ又はそれ以上の気象要因が複雑に影響しており、年輪のデータからある特定の気象要素による影響分を分離して年輪形成当時の気象要素を推定することは容易ではない。その解決方法の一つとしては、複数の気象要素に対して年輪データを複数種類用意し、複数の説明変数によって目的とする気象要素を説明するモデルを構築することが考えられる。ここでは、 $\delta^{13}\text{C}$ 及び年輪幅のデータを説明変数とし、双方に共通して相関が見られた 5~6 月降水量及び 5~6 月降水日数を目的変数として、それぞれを推定する重回帰式を作成し、これら気象要素の過去約 300 年間の変動傾向の復元を試みる。

これまでの考察では、気象要素との相関分析に 11 年移動平均で基準化した年輪データを用いた。しかし、移動平均法では時系列データから長期変動成分が除去され、気候の長期的変動が推定不可能となるため、基準化法としては好ましくないとされている (Fritts, 1976)。 $\delta^{13}\text{C}$ については、長期変動成分に近年の大気汚染等の影響が強く反映されているものと考え、その影響を除去するため移動平均による基準化を行ったが、もしそうであるならそうした影響が大きいのは近年の工業化が進行して以降の期間に限定されると考えることができる。それを確かめるため、対象期間を前半 (1895-1944) と後半 (1945-1994) に 2 分割し、それぞれの期間について基準化前の $\delta^{13}\text{C}$ の代表パターンと 5~6 月降水量及び 5~6 月降水日数との相関係数を計算してみた (Table

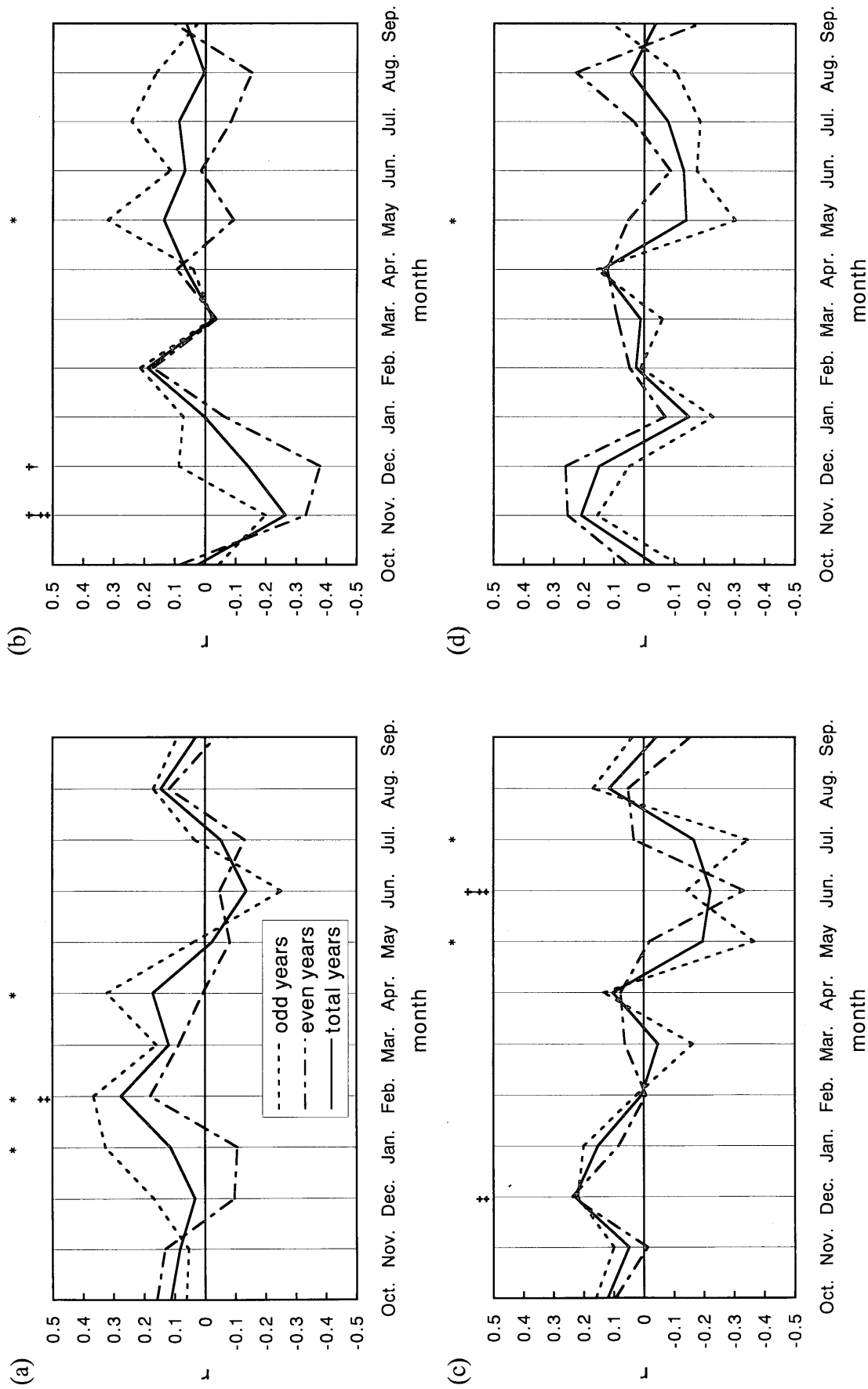


Fig. 4 Correlation between ring-width indices (Tanakami area) and monthly climatic factors (a) Mean temperature, (b) Sunshine duration, (c) Precipitation, (d) Number of precipitation days. *, † and ‡ indicate significant correlation at 95% level (*: odd years, †: even years, ‡: total years)

3)。その結果、特に 5~6 月降水日数については、前半期間では $\delta^{13}\text{C}$ との相関係数 -0.33 と基準化した場合と同程度に高い相関が認められ、他方で後半期間では非常に低い相関となった。従って、1944 年以前の期間についてはそうした人為的要因の $\delta^{13}\text{C}$ 値への影響は小さいと考えられ、長期変動成分についても気象要因が $\delta^{13}\text{C}$ 値によく反映されている可能性

がある。よって、 $\delta^{13}\text{C}$ については基準化していない値をそのまま説明変数に用い、前半期間 (1895-1944) のデータのみを回帰計算に使用することとした。一方、年輪幅については、個体毎に長期変動傾向が全く異なるため、長期変動成分には個別的要因の影響が大きく、気象要因は反映されていないと考え、これまでと同じく基準化したものを用いることとした。また、長命寺地域の個体は年輪数が約 70~80 と少ないため、太神山地域の標準パターンのみを用いた。

重回帰分析の結果得られた 5~6 月降水量、5~6 月降水日数の推定値と観測データとの対応を Fig. 5 に示す。重相関係数は 5~6 月降水量、5~6 月降水日数でそれぞれ 0.34、0.40、標準誤差はそれぞれ 144mm、4.1 日となった。Fig. 5 では、推定値の変動は観測値の年々の変動まで十分に表現できていないが、大まかな変動傾向は再現されているように見える。また、1950~1970 年代では推定値と観測値の乖離が大きくなっており、この期間は樹木年輪 (特に $\delta^{13}\text{C}$ 値) が気象要因以外の環境要因の影響を強く受けていた可能性がある。

7. おわりに

本研究では、琵琶湖南岸地域のヒノキ年輪の $\delta^{13}\text{C}$ 値と年輪幅について気象要素との相関を分析し、双方に共通して相関が認められた 5~6 月降水量及び 5~6 月降水日数についてこれら 2 つの説明変数で推定する重回帰分析を試みた。推定結果を観測データと比較したところ、特に 5~6 月降水日数については大まかな変動傾向がよく再現されており、 $\delta^{13}\text{C}$ を用いることによって気候の長期的変動が再現できる可能性が見出された。また、1950~1970 年代では推定値の誤差が大きく、この期間は急速な工業化による大気汚染等が樹木年輪に強い影響を及ぼしていた可能性が考えられる。今後は、さらにデータ量を増加させ、気候推定の信頼性を向上させるとともに、年輪最大密度の利用や、古日記の天気記録による推定結果の検証なども試みたい。

謝 辞

名古屋大学大気水圏科学研究所 吉岡崇仁助手、西田民人助手、学術振興会研究員 木平英一博士、名古屋工業大学工学部学生 原美苗 (当時)、同大学院学生 岩崎誠一郎 (当時)、奥村千恵の各氏には、同位体比測定とデータ整理に際して多大のご協力をいただいた。記して謝意を表したい。なお本研究は 1997~1998 年度文部省科学研究費 (奨励研究 A; 課題番号 09750593) の補助を受けている。

Table 3 Correlation coefficients between measured $\delta^{13}\text{C}$ series (average of the 5 individuals) and the climate factors for each of the 2 intervals

	1895-1944	1945-1994
Precipitation (May-June)	-0.16	-0.12
Number of precipitation days (May-June)	-0.33	0.01

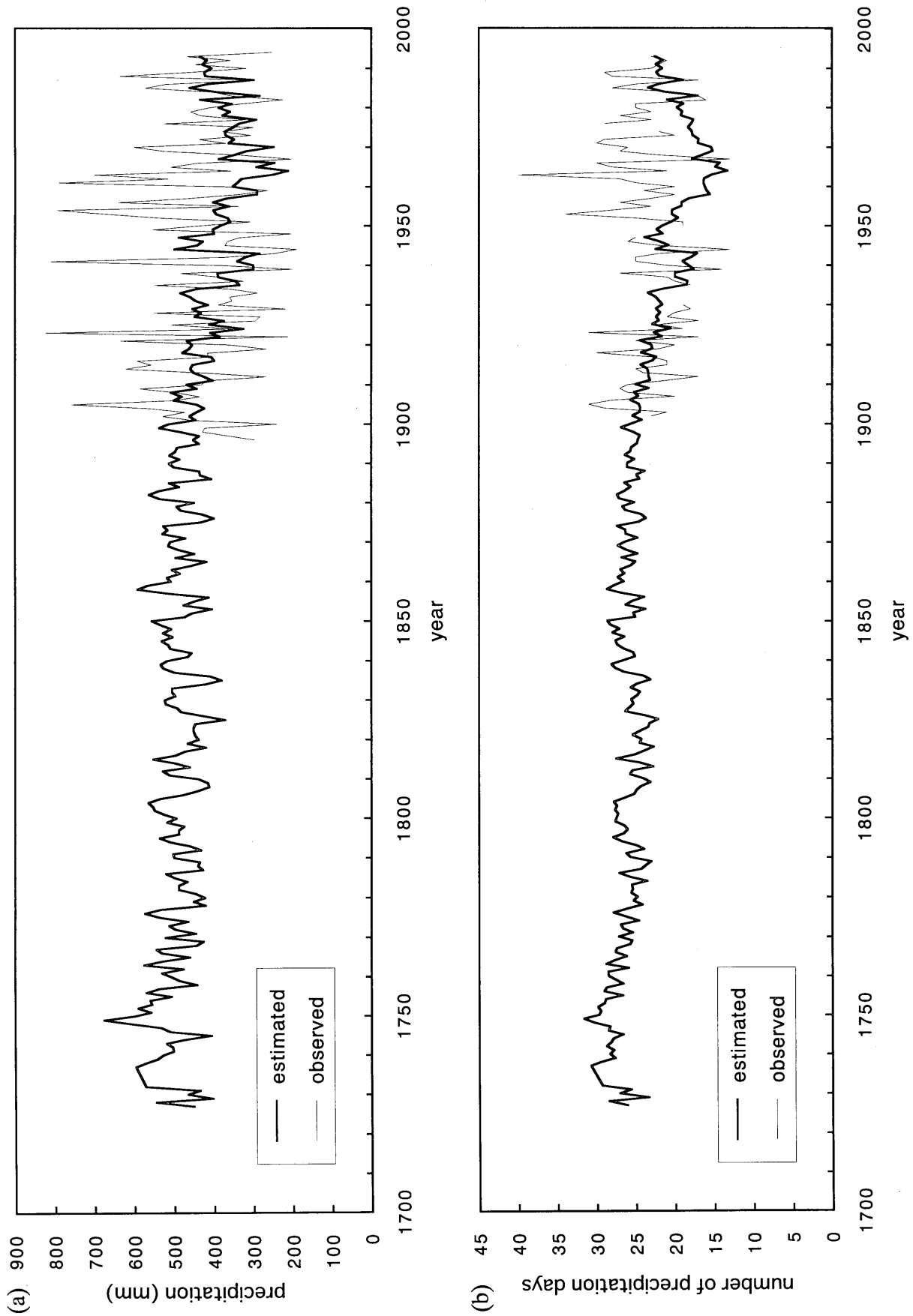


Fig. 5 Plots of the estimated and observed climate factors (a) Precipitation (May-June), (b) Number of precipitation days (May-June)

<参考文献>

- 青木 浩・池田晃子 (1996) 微量試料による酸素・炭素安定同位体組成測定について. 名古屋大学加速器質量分析計業績報告書, 7, 300-309.
- 青木 浩 (1997) 名古屋大学年代測定資料研究センター・MAT-252 における炭素・酸素の安定同位体組成測定について. 名古屋大学加速器質量分析計業績報告書, 8, 68-80.
- Briffa, K. R., Schweingruber, F. H., Jones, P. D., Osborn, T. J., Shiyatov, S. G. and Vaganov, E. A. (1998) *Reduced* sensitivity of recent tree-growth to temperature at high northern latitudes. *Nature*, **391**, 678-682.
- Farquhar, G. D., O'Leary, M. H. and Berry, J. A. (1982) On the relationship between carbon isotope discrimination and intercellular carbon dioxide concentration in leaves. *Aust. J. Plant Physiol.*, **9**, 121-137.
- Fritts, H. C. (1976) *Tree Rings and Climate*. Academic Press, London, 567pp.
- 三好東一 (1952) ヒノキに關する材質の生態的研究 總論. 長野營林局, 5-10.
- Sakata, M. and Suzuki, K. (1998) Assessment method for environmental stresses in trees using $\delta^{13}\text{C}$ records of annual growth rings. *Geochem. J.*, **32**, 331-338.
- 庄建治朗 (1996) 根元付近の年輪データによる古気候再現の試み. 京都大学大学院工学研究科環境地球工学科修士論文, 62pp.
- 庄建治朗・池淵周一・宮井 宏 (1996) 根元付近の年輪データによる古気候再現の試み. 土木学会第 51 回年次学術講演会講演概要集第 2 部, 662-663.
- 庄建治朗・高橋 浩・中村俊夫 (2000) 琵琶湖南岸地域のヒノキ年輪の安定炭素同位体比変動と気象要素との相関分析. 名古屋大学加速器質量分析計業績報告書, **11**, 184-194.

<学会発表等>

- 庄建治朗・青木 浩・岩崎誠一郎・中村俊夫 (1997) 琵琶湖南岸のヒノキ年輪の炭素同位体比変動と気象要素との相関分析. 日本地球化学会年会, 東京都立大学.
- 庄建治朗・青木 浩・原 美苗・中村俊夫・岩崎誠一郎・長尾正志 (1998) 滋賀県太神山産の樹木年輪セルロースの炭素同位体比変動と気象要素との相関分析. 土木学会中部支部研究発表会, 岐阜大学.
- 岩崎誠一郎・庄建治朗・高橋 浩・中村俊夫 (1998) 琵琶湖南岸のヒノキ年輪の炭素同位体比変動と気象要素との相関分析=第2報=. 日本地球化学会年会, 九州大学.
- 庄建治朗・高橋 浩・奥村千恵・中村俊夫・長尾正志 (1999) ヒノキ年輪セルロースの炭素同位体比を用いた気候再現の試み. 水文・水資源学会研究発表会, 名古屋大学.
- 奥村千恵・庄建治朗・高橋 浩・中村俊夫 (1999) 琵琶湖南岸のヒノキ年輪の炭素同位体比の空間的一致性と気象要素との相関性. 日本地球化学会年会, 工業技術院地質調査所.
- 庄建治朗・高橋 浩・中村俊夫 (2000) 琵琶湖南岸地域のヒノキ年輪の安定炭素同位体比変動と気象要素との相関分析. 「樹木年輪」研究会, 京都大学.

Reconstruction of climatic changes using tree-ring data of Japanese cypress grown in the southern coastal region of Lake Biwa

Kenjiro SHO¹, Hiroshi Aoki TAKAHASHI² and Toshio NAKAMURA³

¹ Department of Systems Management and Engineering, Nagoya Institute of Technology

² Earth and Planetary Sciences, Graduate School of Science, Nagoya University

³ Center for Chronological Research, Nagoya University

Abstract

We investigated that the climatic factors controlling the stable carbon isotopic composition and tree-ring width of annual rings of Japanese Cypress (*Chamaecyparis obtusa*), and moreover, attempted to reconstruct climatic changes for *ca.* 300 years using the relationship between tree-ring data and climatic factors. 50 grubs with more than 100 rings, which were collected at the southern coastal region of Lake Biwa, were used for ring-width analysis and 5 grubs were used for isotopic analysis. The $\delta^{13}\text{C}$ values of annual rings from 1936 to 1987 were measured in the all five samples. There was little spatial $\delta^{13}\text{C}$ variation of annual rings within a radius of 15 km in the present study area, since the correlation coefficients in interzonal comparison ($r=0.52$ to 0.77) were identical with those of the individual variations in one forest ($r=0.40$ to 0.75). This result suggested that the $\delta^{13}\text{C}$ values of annual rings were mainly influenced by the extensive environmental factors at least 30 km.

The $\delta^{13}\text{C}$ fluctuations of annual rings from the secular trends and ring-width indices were compared with the monthly meteorological data, *i.e.*, temperature, precipitation, number of precipitation days and sunshine duration. As results, the $\delta^{13}\text{C}$ chronology showed the best correlation with sunshine duration (positive, $r=0.36$) and number of precipitation days (negative, $r=-0.32$) in early summer, and the ring-width indices showed the best correlation with temperature in early spring (positive, $r=0.25$), precipitation in early summer (negative, $r=-0.30$) and sunshine duration in previous winter (positive, $r=0.26$). Subsequently, fluctuation of precipitation and number of precipitation days in early summer (May-June), which showed high correlation with both $\delta^{13}\text{C}$ and ring-width indices, were reconstructed for the interval of 1727-1994 from the two chronologies of tree-ring data using multiple regression analysis. The estimated chronologies of the climate factors matched with the observed data in secular trends except for the interval of 1950-70's, in which annual rings of the samples were probably strongly affected by nonclimatic environmental factors such as air pollution.