

## 年輪を用いた長期的気候変動特性の抽出

佐藤 忠信・八嶋 厚・田中 琢

### IDENTIFICATION OF LONG-TERM CLIMATIC VARIATIONS USING TREE RING WIDTHS

By *Tadanobu SATO, Atsushi YASHIMA and Migaku TANAKA*

#### Synopsis

We have developed a method to identify long-term climatic change using tree ring widths of Japanese cypresses from 1009~1984. The entire tree-ring series were standardized by smoothing spline algorithm. We identified long-term climatic variations using a modified autoregressive moving average method. All parameters in the proposed model were optimized by Kalman filter. Numerical results show the feasibility of the newly developed method in identifying climate changes through ring widths.

#### 1. まえがき

我が国の気候変動の資料を収集する場合、計器により観測された記録に限定すると、せいぜい過去100年余りのデータに限られてしまう(明治8年6月東京気象台創立)。気候変動の推定と予測に関する研究では、気象観測の期間が長い程、その精度が向上する。したがって、観測資料のない過去数百年ないし数千年の気候変動を推定するための資料が必要となる。国外においては、樹木の年輪がこうした資料の1つとして利用され、良好な結果を与えることが明らかにされている。これまでの調査研究の成果によれば、年輪の幅は、高緯度地方では気温、低緯度乾燥地方では降水量と良い相関を有することが認められている。一応のメカニズムとして、気候が樹木の成長に最適の年は木部の細胞がよく分裂し、年輪幅が広くなり、逆に寒冷や乾燥といった気候の悪い条件下では、細胞分裂の速度が低下し、年輪幅が狭くなるためとされている。しかし、気温の季節変化ははっきりとしているものの、降雨量の変動が大きく、地形が複雑なうえに種々の自然災害の多発する日本では、気候以外の要因も大きく、樹木の成長率と気候変動との関係は、かなり複雑である。したがって、年輪を用いて気候変動を抽出するためには、良い年輪標本の選定と高度な解析が必要となる。

樹木の成長率は、多くの要因に支配されるので、年輪サンプルが採取された場所(地理的位置、高度、環境等)では、なにが決定要素になるかを見極めることが大切である。福岡<sup>1)</sup>によると、岡山県の内陸盆地都市である津山で採取した杉の年輪は、干ばつ年(植物成長期間に雨が少ない)に年輪(特に春材)の成長幅が小さく、多雨湿潤な年に成長がよい傾向がみられる。高緯度の場合(気温の変化によく対応している)と違って、津山における杉の年輪では、降水量が最も決定的な気候要素であると考えられる。この意味において、津山の杉は、降水型成長であると考えられる。一方、同じ西日本においても、高知営林局管内の杉の年輪は、最高気温とよい相関のあることが、武市<sup>2)</sup>によって報告されている。野田<sup>3)</sup>は、近畿地方を中心にヒノキの年輪と月平均気温、月間降水量を比較した。気温による寄与では、当該年の早春が正、降水量による寄与では、

前年の夏から秋にかけて正、当該年の夏が負の寄与という結果を得ている。東北地方では、山形のケヤキの場合、気温と降水量のみならず、風（気圧差を指標として算出した地衝風）が大きくその成長に影響を与えていることが、大内<sup>4)</sup>によって報告されている。このように、日本においては、降水型成長が顕著な地方と、気温型成長が顕著な地方が点在しており、年輪気象学の研究を複雑にしている。

筆者ら<sup>5)</sup>は前報で、長野県木曾郡産の樹齢233年～319年の30本のヒノキの年輪の成長に影響する気候要素として、特に降水量（解析に用いた量としては降雨日数）を取り上げ、両者のデータ間に確率モデルを構築することにより、古気候情報の再現を試みた。

本研究では、まず、いかなる気候要素が樹木の成長に最も寄与しているのかを検討するため、明治22年に観測が始まった長野気象台の4月～9月の6カ月間の平均気温および降雨日数と長野県木曾郡産のヒノキの年輪の間の相互相関を調べた。その結果、年輪の成長に寄与する気候要素として降雨日数の方が、平均気温よりもより高い相関があることを見出した。そして、年輪と降雨日数データの170年間の重複期間において、確率モデルを構築した。確率モデルに含まれるパラメータの同定は、観測更新アルゴリズムを用いたカルマンフィルタによった。最終的に、得られたパラメータを用いて、降雨日数のデータを紀元1,000年附近にまでさかのぼって推定した。

## 2. 年輪データ

樹木は、幼年期において成長速度がはやいので、年輪幅は幼年期ほど大きくなることが知られている。また、年輪幅は、同一年度に形成されたものでも、樹木を取り巻く環境の違いなどにより、各個体間でその幅は異なる。したがって、樹木のもつ年輪幅の変動によって古気象特性を同定しようとする場合には、樹木自体の成長過程の変動、つまり樹木の成長に伴う年輪幅の減少効果と個体差を排除した、規準化後の年輪幅変動データを用いる必要がある。

年輪幅の規準化のために用いられる曲線には、主として次のようなものがある。

### ① 指数関数

$$y(t) = A \exp(-at) + B \dots\dots\dots (1)$$

ここに、 $y(t)$ は $t$ 年における樹木の成長特性に基づく年輪幅、 $A$ 、 $a$ 、 $B$ は樹木の成長特性を表わすパラメータである。

### ② 多項式

$$y(t) = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \dots\dots + a_n t^n \dots\dots\dots (2)$$

ここに、 $a_0$ 、 $a_1$ 、 $\dots$ 、 $a_n$ は、樹木の成長特性を表わすパラメータである。

### ③ 移動平均

### ④ スプライン関数による補間曲線

気候変動を推定するために用いられる年輪幅は、測定された年輪幅から、上記のいずれかの曲線の値を差し引いた変動値である。

本研究で用いた年輪データは、長野県木曾郡の三浦地区および上松地区でサンプリングした30本のヒノキの生木（樹齢233年～319年）、東大寺参籠所建築部材（1027年～1755年）、および名古屋営林局所有のヒノキ（1009年～1933年）のそれぞれの年輪幅を重ね合せて平均化したものである。これらすべての年輪は、その特徴からすべて木曾系のヒノキであると推測される<sup>6)</sup>。得られた年輪データは、紀元1009年～1984年の976年間のもので、Fig. 1のような時系列を示す。これは、複数の個体の単純平均を重ね合せたデータであり、複数の個体の成長曲線や採取された場所の違いなどが無作為に含まれているので、単純な成長曲線を用いた規準化は不可能である。本研究では、年輪データの10年ごとの平均値をスプライン関数によって補間したものを、規準曲線として採用した。Fig. 2に規準化した年輪データを示す。なお、Fig. 2においては、年輪幅の平均値を1mmとしてプロットしている。

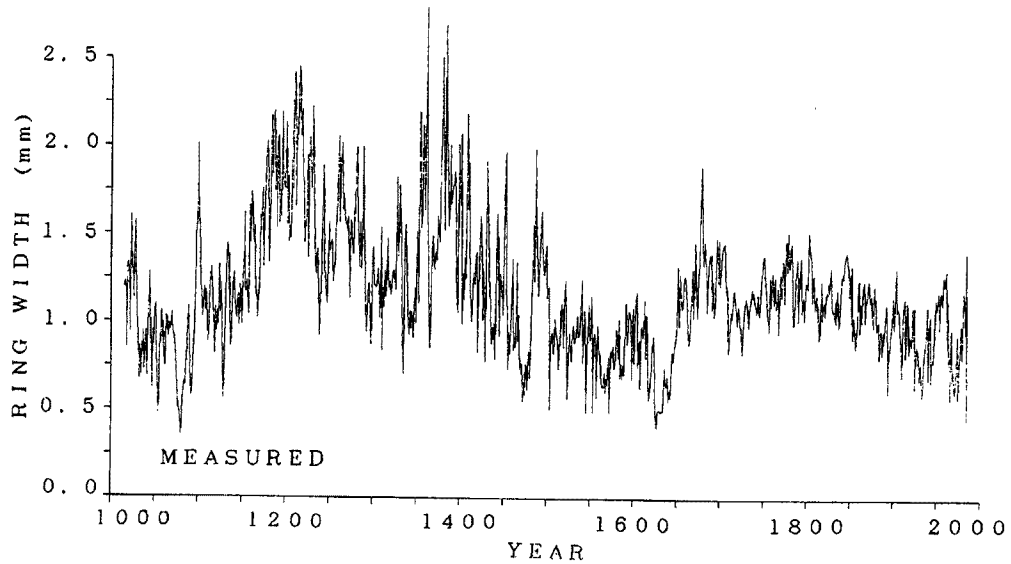


Fig. 1. Measured ring width pattern.

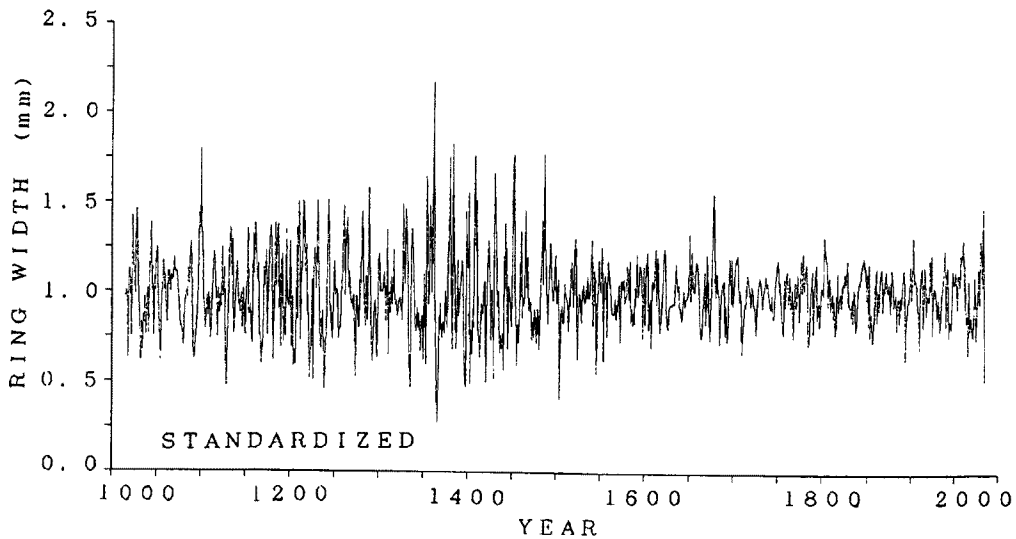


Fig. 2. Standardized ring width after correcting base line fluctuation.

### 3. 年輪幅と気候要素の相関

年輪による気候変動の同定においては、広域的な同定をめざすのではなく、年輪サンプルが得られた地域の局所的な気候変動を同定する。したがって、年輪サンプルが採取できた長野県における気候変動特性が研究の対象となる。そこで、明治22年に観測が始まった長野気象台の4月～9月の6カ月間の平均気温および降雨日数と2.で規準化した長野県木曾郡産のヒノキの年輪の間の相互相関を調べた。両者のデータが重複しているのは、1889年～1982年の94年間である。94年分の年輪、平均気温、降雨日数のそれぞれのパワースペクトルをFig. 3に示す。それぞれのデータの卓越周期は、かなり似かよっており、これらの図のみから、気候の決定要素を抽出することは困難である。そこで、年輪と降雨日数、年輪と平均気温についてそれぞれ相互相関係数を計算した。

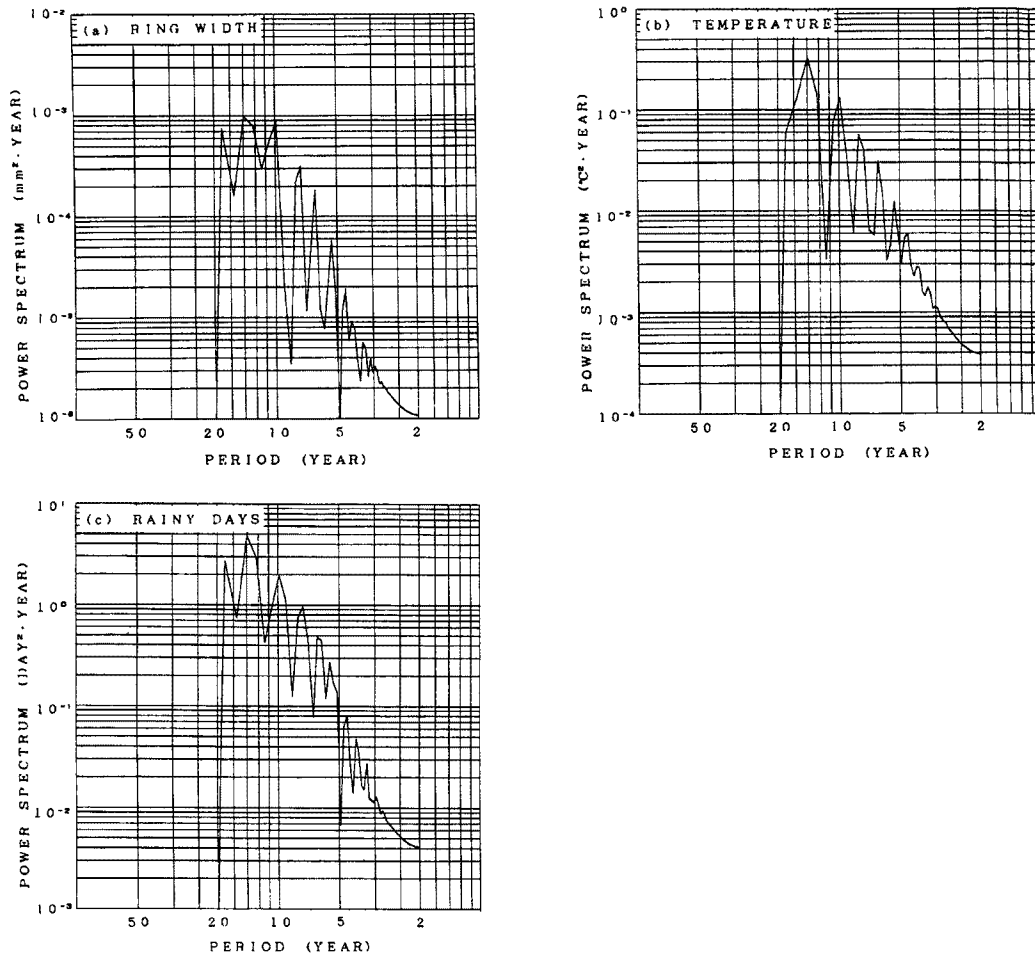


Fig. 3. (a) Power spectrum of Japanese cypresses growing up in Kiso area, (b) Power spectrum of mean temperature at Nagano city, and (c) Power spectrum of rainy days at Nagano city.

Fig. 4 にそれぞれ10年間までの相互相関係数をプロットした。この図より、降雨日数に関しては、当該年、1年、3年に年輪と正の相関があることがわかる。一方、平均気温に関しては、1年、3年、4年に負の相関があることがわかる。この地方では、降雨日数が多くて、気温が上昇しない場合に年輪の成長率が高いことを意味している。また、図からもわかるように、降雨日数の寄与の方が、平均気温のそれよりもかなり高くなっている。さらに、平均気温と降雨日数の寄与が、表裏一体となってよく対応していることから、この地方の年輪の成長に寄与する気候要素として、降雨日数だけを抽出してもよいことがわかる。

本研究では、ここで考察したような数年の時間スケールの相関を議論したが、非常に長い周期の相関に目を転じると、上述の議論はそのままではまらなくなる。Fig. 5(a)に、中島が794年に平安京ができて以来の鴨川流域の大雨・洪水の記録をまとめた、50年ごとの洪水の回数を示している<sup>7)</sup>。また、Fig. 5(b)には、Lambによる中部イングランドの気温の50年移動平均を示している。気温の長期傾向は、日本においても同等の傾向がみとめられ、阪口<sup>8)</sup>によれば、700年代から1300年代までを、奈良・平安・鎌倉温暖期、それ以降を、小氷期と呼んでいる。Fig. 5とFig. 1を比較すると、年輪の成長が、温度と正の相関が、降雨量と負の相関があり、短期的な相関と一致しないことがわかる。このように、年輪の成長過程と気候の相関を論じる場合には、短期的な時間スケールの相関と、非常に長期的な時間スケールの相関を別途に検討する必要がある。

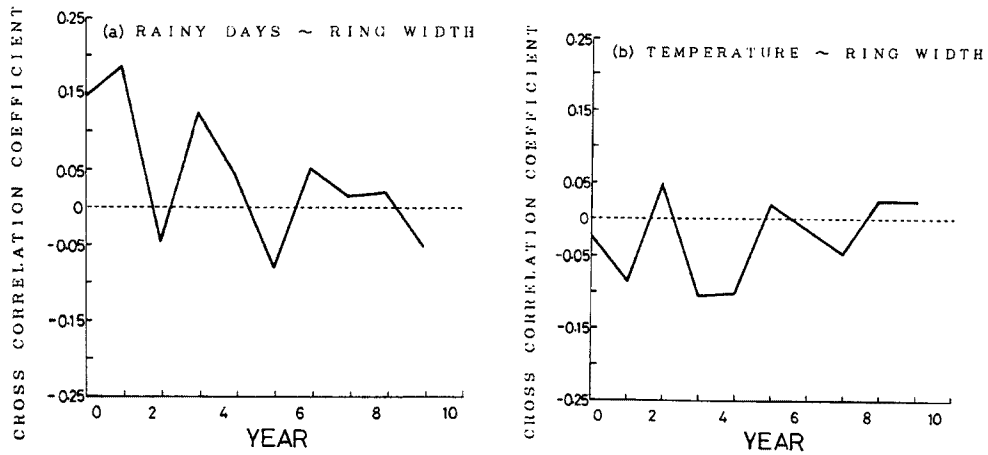


Fig. 4. (a) Cross correlation coefficient between the ring width and rainy days, and (b) Cross correlation coefficient between the ring width and mean temperature.

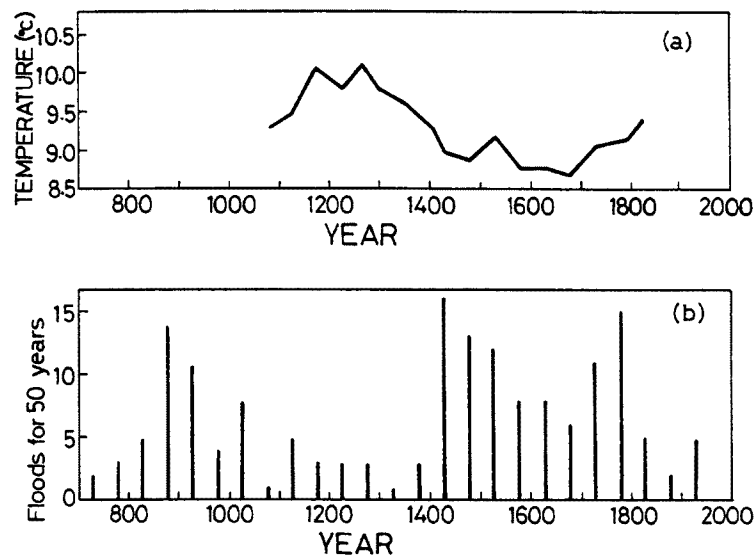


Fig. 5. (a) Average temperature in central England, and (b) Floods for 50 years at Kamo-gawa river.

#### 4. 古気候情報の推定

年輪幅のデータに基づいて古い時代の気候変動特性を抽出するためには、一般に次に示す4つの手順を踏む必要がある。

- 1) 年輪データをカーブ・フィッティングにより規準化する。
- 2) 同一地域において、現存する気候データと年輪幅データを比較する。
- 3) 両者の間の確率的関係式を構築する。
- 4) 気候データのない時代の気候情報を、3)で求めた関係式より推定する。

ステップ1)の規準化は、2)で述べたスプライン関数による基線補正により行った。

ステップ2)の気候データに関しては、3)の議論より、気候要素として降雨日数が適切であることがわかつ

た。しかし、現存する気象台の記録は、わずか100年弱である。100年弱のデータから、数10年の気候変動サイクルを検証することは困難であると考えられるので、本研究においては、江戸時代に現在の飯田市と駒ヶ根市でそれぞれ書かれた墨翁日記と大沼日記および明治22年以降の長野気象台データを結びつけ、計170年の気候データ（4月から9月までの6カ月の降雨日数データ）を再現した<sup>5)</sup>。

ステップ3)の確率的関係式を構築するために、年輪の1年の成長幅は、その年のみならず、前年までの気候および年輪の成長過程にも依存しているとした。この場合、年輪の成長幅は、次式のように、その年と過去の有限年の気候および年輪幅の一次結合（自己回帰・移動平均モデル）として表現できる。

$$y(t) = -\alpha_1 y(t-1) - \alpha_2 y(t-2) - \dots - \alpha_q y(t-q) + \beta_0 x(t) + \beta_1 x(t-1) + \dots + \beta_p x(t-p) \quad \dots\dots\dots (3)$$

ここで、 $y(t)$ は観測年 $t$ での年輪幅、 $x(t)$ は観測年 $t$ での降雨日数である。また、 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ , および $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ は樹木の成長過程を表わすシステムのパラメータである。

しかし、本研究での最終目標は、現存する気候情報と年輪から、古い時代の気候情報を推定することであるので、確率的関係式として、式(3)を変形した次式を仮定した。

$$y(t) = -\alpha_1 y(t-1) - \alpha_2 y(t-2) - \dots - \alpha_q y(t-q) + \beta_0 x(t) + \beta_1 x(t+1) + \dots + \beta_p x(t+p) \quad \dots\dots\dots (4)$$

式(4)の関係を、年輪の情報から降雨日数が推定できるように書き改めると、次のようになる。

$$x(t) = a_0 y(t) + a_1 y(t-1) + \dots + a_q y(t-q) - b_1 x(t+1) - b_2 x(t+2) - \dots - b_p x(t+p) \quad \dots\dots\dots (5)$$

この式は、 $t$ 年の降雨日数が、過去 $q$ 年間の年輪幅データと、将来 $p$ 年間の降雨日数データで表現されることを意味する。したがって、式(5)のパラメータ $a_0, a_1, \dots, a_q, b_1, b_2, \dots, b_p$ を、170年間の年輪と降雨日数のデータを用いて同定すればよい。

本研究においては、これらのパラメータを同定するために、U-D観測更新アルゴリズムに基づいたカルマンフィルタ<sup>9)</sup>を用いる。このフィルタは、制御理論の分野で種々の統計的予測・推定問題に広く用いられている。以下にそのアルゴリズムを簡単に説明する。

線形システムのカルマンフィルタの基礎式を構成するのは、離散時間では次式のような観測式と状態式である。

$$\text{観測式: } y_t = H_t x_t + v_t \quad \dots\dots\dots (6)$$

$$\text{状態式: } x_{t+1} = F_t x_t + G_t w_t \quad \dots\dots\dots (7)$$

ここで、 $y_t$ は式(5)における $x(t)$ を示し、 $t$ 年の観測降雨日数である。 $x_t$ は、 $(p+q+1)$ 次元未知数ベクトルである。 $v_t, w_t$ はそれぞれ1次元および $n$ 次元の観測雑音、システム雑音ベクトル、 $H_t, F_t, G_t$ はそれぞれ $1 \times (p+q+1)$ ,  $(p+q+1) \times (p+q+1)$ ,  $(p+q+1) \times n$ 観測行列、状態遷移行列、駆動行列であり、時間 $t$ のみに依存する。さらに、雑音ベクトルは以下の性質を有するものとする。

$$E(w_t) = E(v_t) = 0 \quad \dots\dots\dots (8)$$

$$E \left\{ \begin{pmatrix} w_t \\ v_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_s^T & v_s^T \end{pmatrix} \right\} = \begin{pmatrix} Q_t & 0 \\ 0 & R_t \end{pmatrix} \delta_{ts}, \quad R_t > 0 \quad \dots\dots\dots (9)$$

$$E\{w_t x_s^T\} = E\{v_t x_s^T\} = 0 \quad \text{for } t \geq s \quad \dots\dots\dots (10)$$

ここに、 $E\{\cdot\}$ : 期待値、 $\delta_{ts}$ : Kronecker のデルタ。

本研究で対象とする問題は、パラメータの同定である。この場合、未知パラメータにはそれ自身の時間的遷移構造を記述する表現がない。したがって、状態式には時間軸について一定であるという条件を付与する。つまり、状態式として次式を仮定する。

$$\begin{Bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ \vdots \\ a_q \\ b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_p \end{Bmatrix}_{t+1} = [I] \begin{Bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ \vdots \\ a_q \\ b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_p \end{Bmatrix}_t \dots\dots\dots (11)$$

ここで、 $[I]$ は単位行列を表わす。上式は、パラメータを同定する仮定においてそれぞれの時間ステップで計算されるパラメータが最終的には一定値に収束していくことを意味している。したがって、このようなパラメータについての時間的定常条件に誤差は混入しないと考えられる。本解析においては、式(7)中のシステムノイズ  $w_t$  は無視できる。一方、式(6)で定義した観測式は、具体的には次のように書かれる。

$$x(t) = \{y(t), y(t-1), \dots, y(t-q), -x(t+1), -x(t+2), \dots, -x(t+p)\} \begin{Bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ \vdots \\ a_q \\ b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_p \end{Bmatrix} \dots\dots\dots (12)$$

式(12)からも明らかのように、行列  $H_t$  が<sup>8)</sup>、既知の観測情報で構成されていることがわかる<sup>10)</sup>。式(6)、(7) (この場合、式(11)、(12))で記述されるシステムに対するカルマンフィルターのアルゴリズムは、以下のステップとして与えられる。

フィルター方程式

$$\hat{x}_{t+1/t} = F_t \hat{x}_{t/t} \dots\dots\dots (13)$$

$$\hat{x}_{t/t} = \hat{x}_{t/t-1} + K_t [y_t - H_t \hat{x}_{t/t-1}] \dots\dots\dots (14)$$

カルマンゲイン

$$K_t = P_{t/t-1} H_t^T [H_t P_{t/t-1} H_t^T + R_t]^{-1} \dots\dots\dots (15)$$

推定誤差共分散行列

$$P_{t+1/t} = F_t P_{t/t} F_t^T + G_t Q_t G_t^T \dots\dots\dots (16)$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t H_t P_{t/t-1} \dots\dots\dots (17)$$

初期条件

$$X_{0/-1} = \bar{x}_0, \quad P_{0/-1} = \Sigma_0 \dots\dots\dots (18)$$

ここで、カルマンフィルターに必要な入力値を、次のように設定した。

$$R=1.0, \quad P \text{の対角項} : 1.0 \times 10^3$$

ここで、 $R$ は式(9)における行列  $R_t$  の対角項を表わし、観測量の共分散が一様に1.0であることを意味する。また、 $P$ は推定誤差共分散行列初期値の対角項を表わす。

まず、 $q=3, p=2$ 、の場合について、上述したアルゴリズムを用いて、同定を行う。**Fig. 6**にそれぞれのパラメータが一定値に収束していく過程を示す。これらの図より、年輪と降雨日数の関係を時間的に定常な線形システムとして仮定したことが、ほぼ妥当であったことがわかる。最終的に得られたパラメータの値は、 $a_0=9.95, a_1=5.37, a_2=5.6, a_3=19.5, b_1=-0.238, b_2=-0.0923$ となっている。 $a_0, a_1, a_2, a_3$ は、それぞれ当該年、1年、2年および3年前の年輪幅と降雨日数との相関を表わすパラメータであるが、**Fig. 4**で

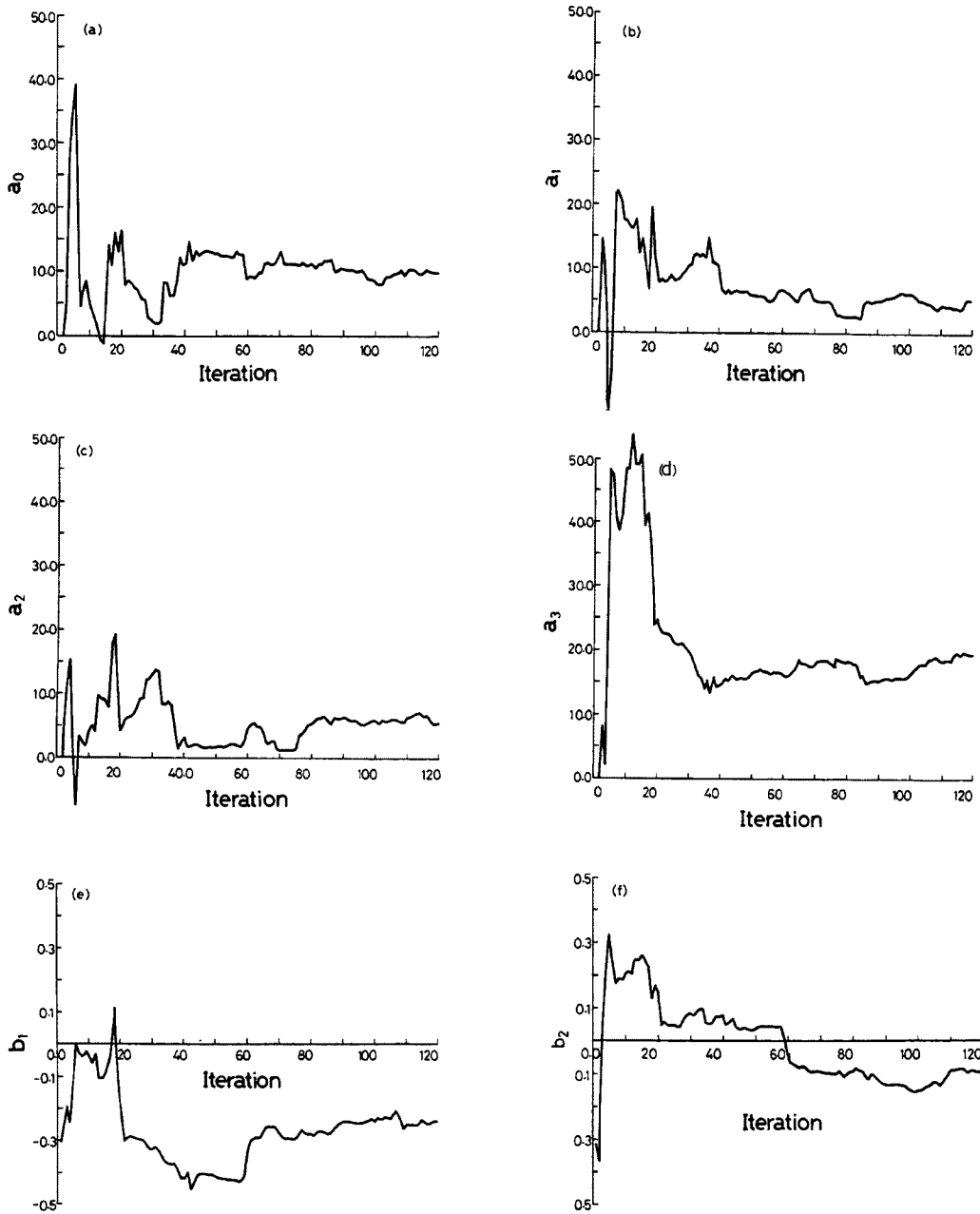


Fig. 6. Identification process by Kalman filter.

も述べたように、降雨日数と年輪の間に正の相関があることがこれらの値からも理解できる。

パラメータ  $a_0, a_1, \dots, a_q, b_1, b_2, \dots, b_p$  の個数  $q, p$  をパラメータにとり、式(5)から求まる降雨日数  $x(t)'$  と真値  $x(t)$  との差の二乗和  $(\sum \{x(t) - x(t)'\}^2)$ 、つまり誤差を計算した。その結果を **Table 1** に示す。この表より、 $q=2, p=2$  のケースがもっとも少ない誤差を与えることがわかる。このことは、降雨日数の変動が、当該年と過去2年間の樹木の成長過程および当該年から先2年間の気候変動の関数でもっとも良く表わされることを意味している。



Table 1. Square errors between original rainy days data and estimated ones.

Number of q's	Number of p's	square errors
1	0	10,662
2	0	9,124
3	0	8,721
3	1	6,832
1	1	6,586
2	2	6,389
3	3	7,522

このケースの同定結果を、時系列として Fig. 7 に示す。またパワースペクトルを Fig. 8 に示した。Fig. 7 においては、実線が同定結果を表わし、破線が真値を表わしている。Fig. 7 の結果より、推定された降雨日数は、観測降雨日数にくらべて少々まるめられた傾向となっていることがわかる。このことは、Fig. 8 におけるパワースペクトルにおいても確認される。つまり、周期の短い範囲で、実測値のパワースペクトルが推定値のそれよりも大きくなっている部分が所々にみられる。しかし、卓越周期およびパワースペクトルの絶対値とも概ねよく対応していることから、本研究で提案した同定手法は満足のいくものであることがわかる。

ここで得られた  $a_0, a_1, a_2, b_1, b_2$  の値を用いて、観測データが存在しない1813年以前の降雨日数を再現した。その結果を Fig. 9 に示す。Fig. 2 に示した年輪データからもわかるように、1500年以前のデータの年輪幅の時系列の振幅が大きいため、推定された降雨日数についても、1500年以前の振幅がかなり大きくなっている。Fig. 2 の年輪データには、複数の樹木サンプルの値が含まれており、基線補正は施されているものの、それぞれの個体が有する特有の性質（ここでは、年輪の変動幅）までは、補正されていない。今後、推定値の精度を向上させるためには、各個体間の変動幅の補正をなんらかの方法で行い、得られたデータを用いて、降雨日数の推定をすることが望ましい。

## 6. 結論

本論文では、木の年輪を用いることによって、長期的気候変動特性を抽出するための基礎的な研究を展開した。木曾系のヒノキの年輪サンプル976年分（1009年～1984年）を入手し、また長野県の気候データとして、170年分の降雨日数データを再現し、両者の間に成立する関係式を誘導した。得られた主要な結果を列挙すると、次のようである。

- (1) 平均的な年輪データに対し、スプライン関数を用いて基線補正を行った。しかし、各個体間の同一年

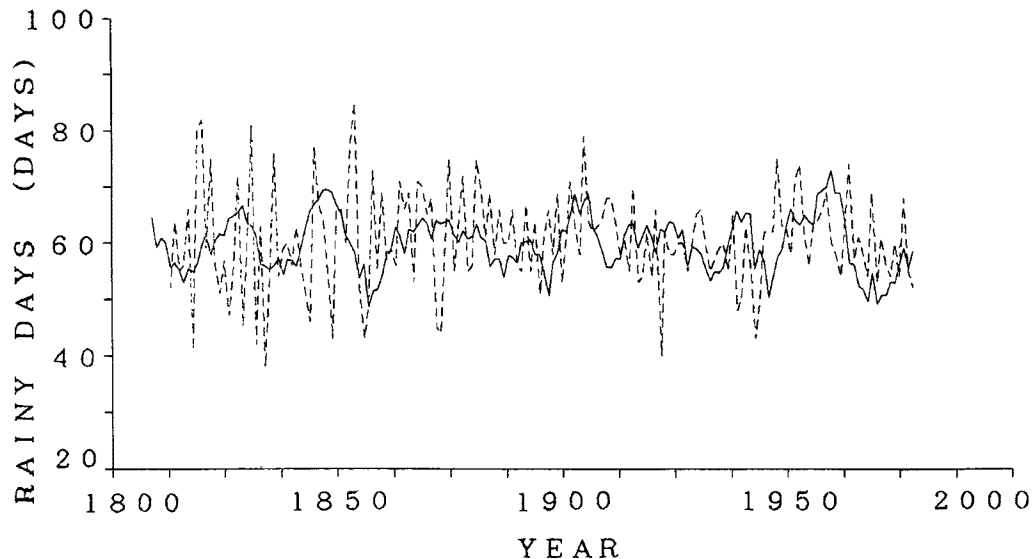


Fig. 7. Estimated rainy days pattern from ring width.

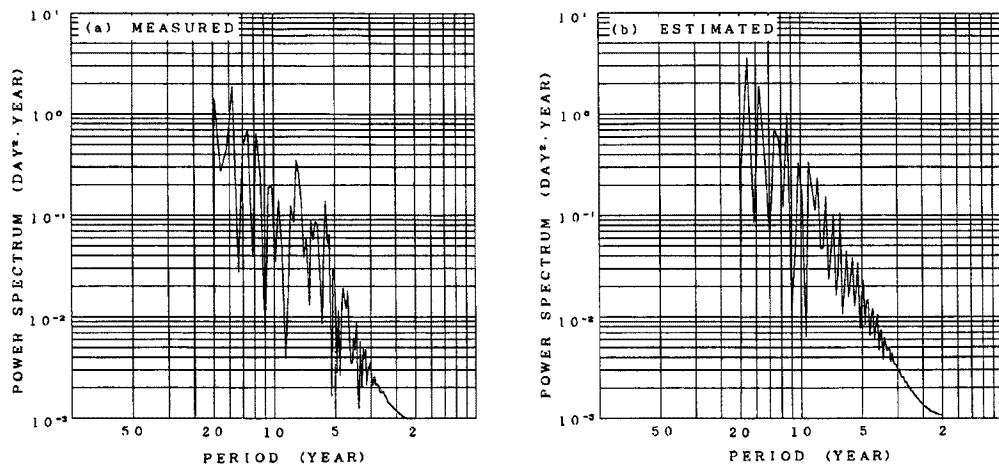


Fig. 8. Power spectra of estimated rainy days pattern and original one.

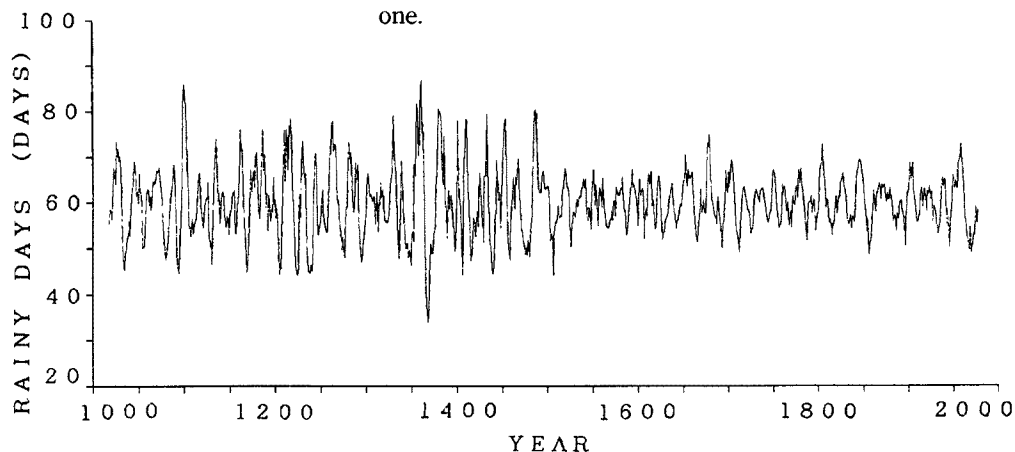


Fig. 9. Estimated rainy days pattern from ring width.

次の変動幅に対する補正は行わなかった。

(2) 年輪の成長に最も寄与する気候要素を抽出した。このために、年輪と降雨日数、年輪と平均気温についてそれぞれの相関性について検討した。その結果、本研究で用いた木曾系ヒノキにおいては、降雨日数が多くて、気温が上昇しない場合に年輪の成長率が高いことがわかったので、この地方の年輪の成長に寄与する気候要素として、降雨日数を主要因とした解析を行った。

(3) 気候データと年輪幅データの間線形システムを仮定した。システム・パラメータの同定は、観測更新アルゴリズムを用いたカルマンフィルタによった。同定過程において、すべてのパラメータは、安定的に一定値に収束した。

(4) 得られたシステム・パラメータを用いて、降雨日数を推定した。観測データが現存する170年間の比較については、概ねよく対応していることがわかった。また、観測データの存在しない1813年以前のおよそ800年間についても降雨日数を再現した。

## 謝辞

本研究において用いた年輪データは、奈良国立文化財研究所の光谷拓実氏の作成によるものである。ここ

に紙面をお借りして、感謝の意を表します。またシステム・パラメータの同定に用いたカルマンフィルタの定式化については、京都大学農学部村上 章氏の協力を得た。深く感謝いたします。

### 参 考 文 献

- 1) 福岡義隆：年輪分析による気候変動の周期性と地域性，「樹木年輪」短期研究会報告書，京都大学原子炉実験所，1987，pp. 19-21.
- 2) 武市伸幸：年輪学の手法について，「樹木年輪」短期研究会報告書，京都大学原子炉実験所，1987，pp. 22-31.
- 3) 野田真人：年輪を用いた気候変動の復元に関する研究，「樹木年輪」短期研究会報告書，京都大学原子炉実験所，1987，pp. 32-36.
- 4) 大内正夫：樹木の生長率と気候変動—日本東北の部—，京都学芸大学紀要 B，No. 25，1964，pp. 89-107.
- 5) 佐藤忠信・八嶋 厚・田中 琢：木曾檜の年輪を用いた長期的気候変動特性の抽出，京都大学防災研究所年報，第30号 B-2，1987，pp. 191-202.
- 6) 光谷拓実：古年輪学研究(1)，京都大学防災研究所年報，第29号 B-2，1986，pp. 95-108.
- 7) 中島暢太郎：気象と災害，新潮選書，pp. 33-45.
- 8) 阪口 豊：日本の先史・歴史時代の気候—尾瀬ヶ原に過去7,600年の気候変化の歴史を探る—，自然，1984，pp. 18-36.
- 9) 片山 徹：応用カルマンフィルタ，朝倉書店.
- 10) 村上 章・長谷川高士：Kalman フィルター有限要素法による逆解析と観測節点配置，土木学会論文集，第388号/III-8，1987，pp. 227-235.