

木曽檜の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 OF JAPANESE CYPRESSES IN THE KISO AREA

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 in the Kiso Area. Ring width patterns were standardized by subtracting an exponential biological growth function from original ring width data. The total number of rainy days occurring from April to September was counted for a period of 170 years. This was made possible by combining rain data which appeared in diaries written in the Edo era and data recorded by JMA (Japan Meteorological Agency). We identified long-term climatic variations using an autoregressive moving average method. Numerical results show feasibility of the newly developed method in identifying climatic changes through ring widths.

1. ま え が き

「生物の成長に気候が大きな影響を及ぼしている」ということについては、異論のないところである。特に、樹木の成長過程は気候と強い相関のあることがわかっており、樹木の年輪幅の変動から古い気候を再現しようとする試みも行われている。この研究は年輪気象学 (Dendroclimatology) と呼ばれ、年輪から過去の年代を推定する年輪年代学 (Dendrochronology) の一分野となっている。年輪気象学の研究の歴史は古く、20世紀はじめには、すでに Andrew E. Douglass によってこの分野の研究が着手されている¹⁾。

年輪は、樹木の形成層の細胞分裂が、四季の変化にしたがって消長するために生じるものである。春から夏にかけての暖かい季節には、樹木の旺盛な成長に必要な多量の給水に応じるため、形成層は盛んに増殖して太い導管を準備する。これが春材と呼ばれる木質部の粗な部分である。一方、晩夏より秋冷にかけては、形成層の増殖作用は減退して緻密強固な木質部が形成される。これが秋材と呼ばれるものである。秋材と翌年の春材の間には一般的に明瞭な境界が認められる。この境界線により、1年間に生じた木質部は一輪ずつ年輪を形成する。このことから、春から秋にかけての気候条件が、年輪の形成に大きく影響を与えることが容易に理解されよう。

Fig. 1 は、Siren²⁾ が表わしたラップランド地方の年輪幅変動のスペクトルと、筆者らがまとめたイギリス・グリニッジの1659年～1973年の4月～9月の平均気温のスペクトルを比較したものであるが、両者の卓越周期はよく対応しており、年輪の成長幅が、かなり広い範囲の気候変動に大きく依存していることがわかる。

年輪に基づく気象変動の特性を抽出する研究を行うためには、一般的に、次に示す4つの手順を踏むことが必要である³⁾。

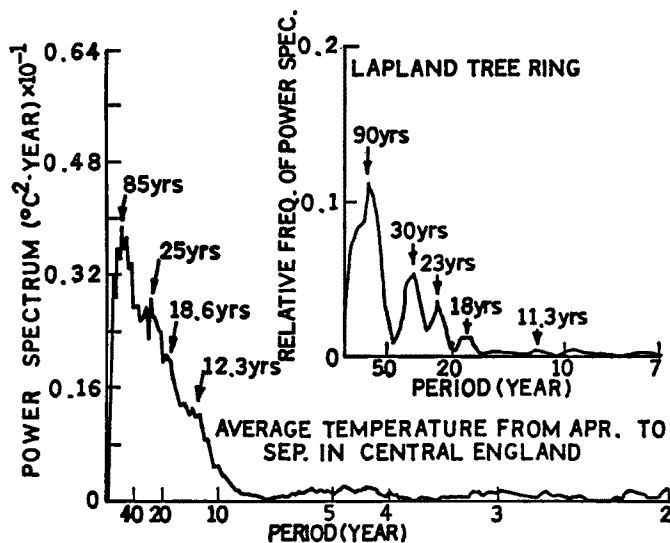


Fig. 1 Power spectra of Lapland tree ring widths from 1463 to 1960 and average temperature from April to September in central England from 1659 to 1973.

- 1) 年輪データをカーブ・フィッティングにより標準化する。
- 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。

このような手法を用いて、アメリカやヨーロッパでは、広くこの分野の研究が実施されている。

一方、確立された研究手順は整っていないものの、年輪幅の変動を用いて広域的な永年気候周期を推定しようとする試みは、日本においても行われており、下記に示すような気

候変動周期が既に提案されている。

- 平野烈介 (1926)⁴⁾ : 32.9年周期 (宮崎県西諸県郡狭野神社境内の檜より)
- 志田 順 (1935)⁵⁾ : 700年周期 (台湾阿里山紅檜より)
- 淵本金哉 (1937)⁴⁾ : 30, 110, 350年周期 (屋久島杉より)
- 西岡秀雄 (1947)⁴⁾ : 700年周期 (長野県檜, 和歌山県杉より)
- 速水ら (1964)⁶⁾ : 6, 10, 20, 100年周期 (台湾太平山紅檜より)

また、年輪のほかにも、飢饉、洪水 (ナイル河)、冬の寒さ、作物 (小麦、綿) 価格、伝染病 (ペスト)、氷河前進後退、オゾン量、河川水位、太陽黒点、宮中の観桜記録、諏訪湖結氷などの、過去の統計量より長期的な気候変動周期を推定しようとする試みも行われている。

しかし、日本においては、年輪気象学は広範で継続的な研究には発展せず、大きな成果をもたらすまでには至らなかった。それは、日本の地形が複雑で、地方ごとに降雨量の多寡の差がはげしいため年輪サンプルとの対応が付きにくい、イギリス・グリニッジでは、200年以上の気候データが入手できるのに対して、日本においては、明治以降わずか100年余りの気候データしか入手できないため、確率的関係式を構築しにくい、等の理由が考えられる。

そこで、筆者らは、年輪気象学の日本における適用性を検討するために、長野県木曽郡産の樹齢233年～319年の30本の檜の年輪サンプルを入手し、また長野県の気候データとして、江戸時代に書かれた古日記と明治以降の気象台データとを確率的に結びつけ170年分の気候データを再現した。そして、両者のデータを上記の手順にしたがって検討し、古気候情報の再現を試みた。

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。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を排除した、標準化後の年輪幅変動データを用いる必要がある。

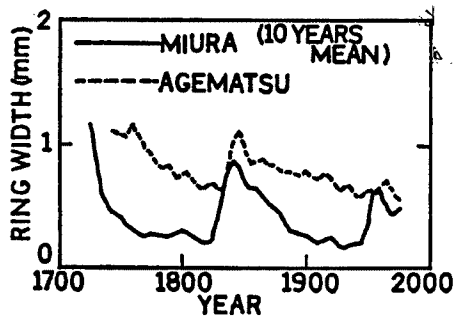


Fig. 2 Moving averaged ring width patterns (10 years mean).

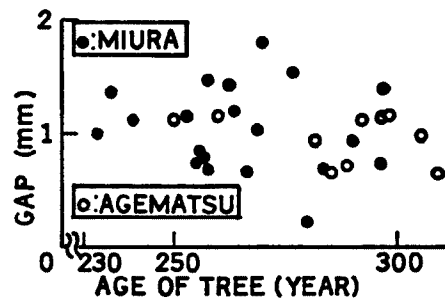


Fig. 3 Gaps of ring width appeared around 1840.

年輪幅に現れる樹木の成長曲線は、指数関数で近似されることが多い³⁾。したがって、本研究においても、成長曲線を次式のような指数関数で表現できるものとした。

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

ここに、 y は t 年における樹木の成長特性に基づく年輪幅、 A 、 α 、 B は樹木の成長特性を表すパラメータである。式(1)の係数 A 、 α 、 B は、サンプルより計測された年輪幅を用いて、最小二乗近似した結果である。気候変動を同定するための年輪幅は、測定された年輪幅から、この指数関数の値を差し引いた変動値である。

本研究で用いた年輪は、上述したように長野県木曽郡でサンプリングした30本の檜であるが、三浦地区産と上松地区産の代表的なものについてその年輪幅の10年移動平均をとると、Fig. 2 に示すように、両者とも1840年前後に大きなギャップを持っており、その前後の成長曲線は指数関数で近似できることが予想できる。

1840年前後のギャップは、平均値が1.03mm であり、Fig. 3 に示すように三浦地区産および上松地区産ともに、樹齢が異なってもギャップに明確な違いはみられない。これは、場所の異なる2地点において、1840年前後に同等の外的作用が与えられたことを意味している。こうしたことの要因としては、伐採などにより生育環境に大きな変化が発生したためと考えられるが、この点についてはまだ明らかでない。今後歴史資料の調査を行うことによって明らかにしていきたいと考えている。

三浦地区産10本、上松地区産20本について、それぞれの年輪成長曲線を、指数関数で近似した。その結果、指数関数の半減期* を1つの指標として、それぞれの産地における檜の成長曲線の特徴づけてみると、三浦地区産10本の平均値は、前半期：40.3年、後半期：46.5年、一方、上松地区産20本の平均値は、前半期：109.2年、後半期：218.2年となっており、産地によってかなりの違いがみられる。しかし、両産地の檜とも、前半の半減期のほうが後半のそれよりも小さな値を示している。このことは、1840年前後になんらかの外的ショックが与えられ、年輪幅データに大きなギャップが生じているものの、成長にともなう年輪幅の減少効果は樹齢とともに弱くなることを意味している。

本研究において、気候データと照合するのは、1840年以降の年輪の後半部のデータであるが、指数関数によって成長曲線を標準化した後のデータとして与えられるのは、80年～130年程度の期間の年輪幅変動である。したがって、本研究においては年輪幅データに含まれる50年以上の長周期成分を除去(フィルタリング)したものを、最終的な年輪幅データとして用いた。サンプリングされた年輪幅データから、最終的な年輪幅データを得るための手順をまとめると以下ようになる。

- 1) サンプルより計測された年輪幅の時系列を、指数関数で最小二乗近似する。
- 2) サンプルより計測された年輪幅の時系列から、指数関数の値を差し引き年輪データを標準化する。

* 半減期: $y_t = A \exp(-\alpha t) + B$ であるとき、 $t=0$ 年のときの y の値 y_0 に対して、 $y_t^* - B = (y_0 - B)$ を与える t^* の値をもって半減期とした。

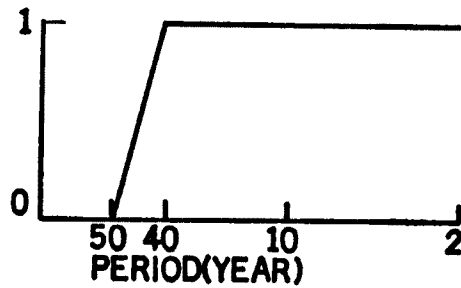


Fig. 4 A filter multiplied to ring width data.

- 3) 標準化後の年輪幅データにフーリエ変換をほどこす。
- 4) Fig. 4 に示すような台形フィルタを用いて、50年以上の長周期成分を取り除く。
- 5) フィルタリング後のデータに逆フーリエ変換をほどこし、最終的な年輪幅データを得る。

三浦地区産の年輪データの1つに対して(最も樹齢の大きいものを選んだ)、年輪の後半部のデータを上記手順により標準化・フィルタリングした結果を Fig. 5 に示す。図中 (a) はサンプルデータを示し、(b) が上記の手順により得られた標準化後のデータである。

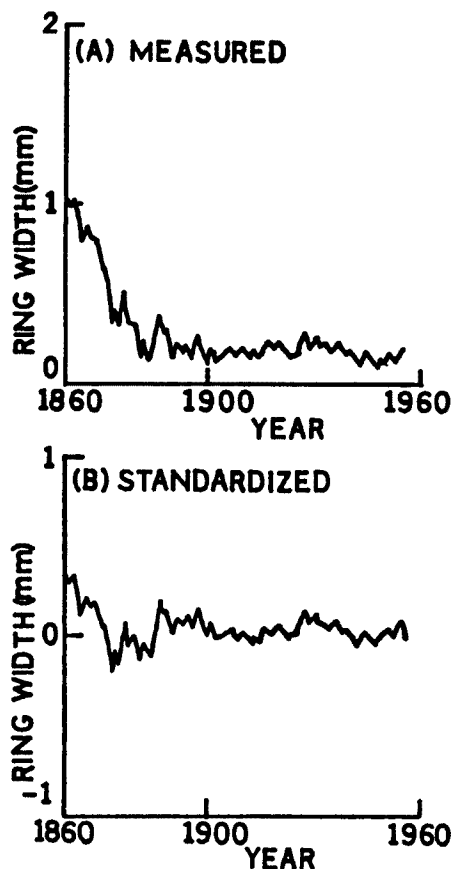


Fig. 5 (a) Measured ring width pattern, and (b) Standardized ring width pattern.

3. 気 候 デ ー タ

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、本研究で提案する同定手法の適用性および妥当性を検証するために、長野県における長期的な気候データを用意する必要がある。上述したように、年輪のデータは233年～319年間で長期にわたるが、長野県において定期的に気象観測が始まったのは、明治22年の長野市が最初であり、したがって、気候データとして使用可能なものは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、江戸時代に書かれた墨翁日記と大沼日記と明治22年以降の気象台データをもとに、計170年の気候データ(降雨日数データ)を再現した。

墨翁日記は、平栗墨翁日記と呼ばれ、島田村(現在の長野県飯田市)の画家、平栗五郎左衛門が文化八年(1811)～天保十年(1839)までの約30年の出来事を日記として書きつづったものである。一方、大沼日記は、大沼嘉蔵が天保十一年(1840)～明治三十二年(1899)までの60年間の長期にわたり書きつづった日記であり、書かれた場所は現在の長野県駒ヶ根市に対応している。ここでは、天保十一年(1840)～元治元年(1864)の期間の日記を現代かな使いに直したものを利用した。

以下、降雨日数データの再現方法について記述する。降雨日数データの再現にあたっては、以下のような仮定を設けた。

仮定-1: 長野県の代表的な気象観測所、長野市、松本市および飯田市の3市(それぞれの位置は Fig. 6 を参照)における1901～1950年の50年間における年平均総降雨量は、それぞれ 995.9mm, 1072.7mm, 1645.0mm とかなりばらついている。しかし、年平均降雨日数(1日 1mm 以上降雨)は、それぞれ 116.6日, 97.1日, 116.6日となっており、県内における地域的な差異はほとんど無いものと考えられる。したが

って、飯田市において書かれた墨翁日記、駒ヶ根市において書かれた大沼日記、および明治22年以後の長野市のデータを降雨日数に関しては結合し得ると判断した。

仮定-2: 先にも述べたように、年輪は春材と秋材で形成される。したがって、4月から9月までの6カ月の降雨日数の総計を、降雨日数データとして定義した。

仮定-3: 日記においては、記述が不明瞭で降雨日数のデータが入手できない期間があった。たとえば、墨翁日記では、文化十三年(1816)、文政十二年(1829)～天保元年(1830)、また大沼日記では、嘉永三年(1851)～嘉永四年(1852)の期間のデータが入手不可能であった。また、1861年～1888年の期間についてはデータを入手できなかった。そこで、これらの空白期間をなんらかの方法で埋める必要がある。本研究においては、降雨日数データは、定常時系列であり、観測年 t の降雨日数 $y(t)$ は、過去の値 $y(t-1)$, $y(t-2)$, ..., $y(t-q)$ と誤差 $a(t)$ の有限で線形な結合で表わせると仮定した(1次元自己回帰モデル⁷⁾)。また、誤差 $a(t)$ はホワイトノイズと仮定した。

仮定-4: 個々の日記の降雨日数には、日記の記述された場所の影響があり、そのうえ、天候の観察や記録には個人差も含まれる。この地域差・個人差を除去することは困難である。それを取り去るために、ある人の日記の晩年の部分と、他の人の日記の当初の部分に、何年分かの重複年次を見出し、その部分の両者の比較から、換算率をもとめる操作を何度も繰返して、長期間にわたる諸日記の降雨日数を均質化することが必要である。しかし、本研究で用いた資料では年次の重複する部分がなかったので、

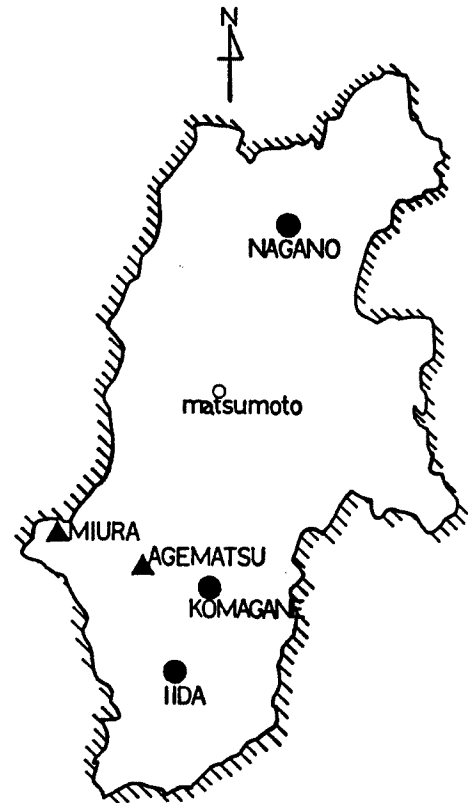


Fig. 6 The places in Nagano prefecture at which the climate data were collected.

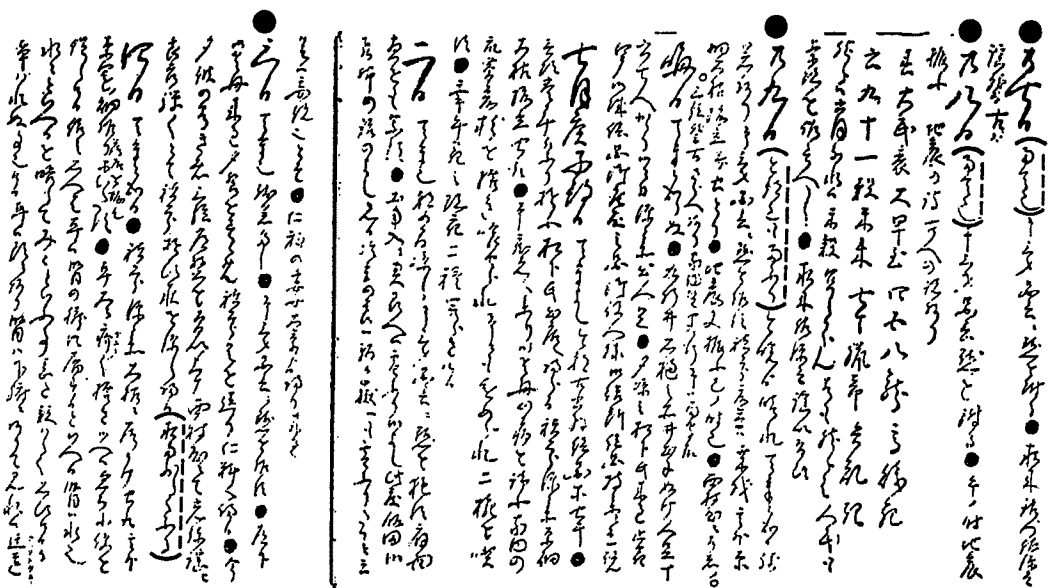


Fig. 7 Rainy days data indicated in Bokuou diary.

Table 1 The total number of rainy days from April to September for 170 years

YEAR	Apr. ~Sep. Rainy days	DATA SOURCE	YEAR	Apr. ~Sep. Rainy days	DATA SOURCE	YEAR	Apr. ~Sep. Rainy days	DATA SOURCE	YEAR	Apr. ~Sep. Rainy days	DATA SOURCE	YEAR	Apr. ~Sep. Rainy days	DATA SOURCE
1813	52	BOKUOU D.	1851	66	OONUMAD.	1891	55	JMA	1931	66	JMA	1971	61	JMA
14	64	"	53	60	"	92	67	"	32	60	"	72	56	"
15	55	"	54	77	"	93	55	"	33	55	"	73	54	"
16	56	"	55	85	"	94	64	"	34	57	"	74	60	"
17	66	"	56	52	"	95	51	"	35	59	"	75	54	"
18	41	"	57	43	"	96	61	"	36	60	"	76	68	"
19	80	"	58	49	"	97	66	"	37	55	"	77	55	"
1820	82	"	59	73	"	98	58	"	38	65	"	78	52	"
21	59	"	61	57	"	99	69	"	39	48	"	79	55	"
22	75	"	62	59	"	1900	53	"	1940	51	"	1980	66	"
23	56	"	63	56	"	01	61	"	41	63	"	81	105	"
24	51	"	64	71	"	02	71	"	42	56	"	82	108	"
25	57	"	65	66	"	03	63	"	43	43	"			JMA
26	47	"	66	69	"	04	58	"	44	50	"			
27	56	"	67	53	"	05	79	"	45	62	"			
28	72	"	68	71	"	06	64	"	46	62	"			
29	45	"	69	70	"	07	62	"	47	62	"			
1830	59	"	70	65	"	08	63	"	48	75	"			
31	81	"	71	68	"	09	64	"	49	63	"			
32	42	"	72	45	"	1910	68	"	1950	63	"			
33	63	"	73	44	"	11	68	"	51	58	"			
34	38	"	74	60	"	12	64	"	52	71	"			
35	54	"	75	75	"	13	58	"	53	74	"			
36	76	"	76	55	"	14	61	"	54	61	"			
37	54	"	77	64	"	15	55	"	55	56	"			
38	59	"	78	72	"	16	70	"	56	64	"			
39	60	"	79	55	"	17	53	"	57	64	"			
1840	56	"	1880	56	"	18	54	"	58	66	"			
41	63	"	81	75	"	19	62	"	59	69	"			
42	56	"	82	70	"	1920	54	"	1960	60	"			
43	51	"	83	61	"	21	66	"	61	58	"			
44	46	"	84	69	"	22	40	"	62	54	"			
45	77	"	85	58	"	23	62	"	63	64	"			
46	67	"	86	66	"	24	58	"	64	74	"			
47	64	"	87	60	"	25	58	"	65	57	"			
48	55	"	88	60	"	26	60	"	66	61	"			
49	43	"	89	66	"	27	60	"	67	58	"			
1850	66	"	1890	56	"	28	55	"	68	54	"			
		"			"	29	60	"	69	69	"			
		"			"	1930	65	"	1970	53	"			

BOKUOU D.: BOKUOU DIARY OONUMA D.: OONUMA DIARY AR: AUTOREGRESSIVE METHOD JMA: JAPAN
METEOROLOGICAL AGENCY

墨翁日記の27年間、大沼日記の18年間および長野気象台の94年間に於ける6ヵ月総降雨日数の平均値は、すべて等しくなるはずであると仮定して、以下のデータ整理を行った。それぞれのデータの平均値は、墨翁日記47.4日、大沼日記36.4日、気象台データ60.3日であったので、平均値を長野気象台の60.3日に一致するように各日記の降雨日数を変更した。

修正の手順は、以下のようである。結果として170年間の降雨日数データが再現できた。

1) 墨翁日記については、Fig. 7 に示したような文章より、雨の記述のある月日（図中、雨の記述を括弧で示し、その該当日の上に●印をつけた）を抜き取り、ついで旧暦月日を暦日事典をもとにグレゴリオ暦に直す。大沼日記については、現代かな使いに修正された文章で同様の作業を行った。

2) 明治22年以降については、長野県気象年報をもとに降雨日数を記録する。

3) 記録の欠落している期間については、上述した1次元自己回帰モデルを用いて、データの推定を行う。

最終的に得られた1813年～1982年の170年間の4月から9月までの6ヵ月の降雨日数のデータを Table 1 に示す。また、降雨日数データと長野市および木曽福島町の6ヵ月降雨量の10年移動平均を Fig. 8 に示すが、降雨日数と降雨量の変動は極めて良好に対応しており、気候データとして降雨日数データを用いることの妥当性が確認された。また、長野市と木曽福島町（檜サンプルの山地に近い）の降雨量の絶対値は異なるが、その変動特性は良く対応しており、上述の仮定1の妥当性がここでも確認された。

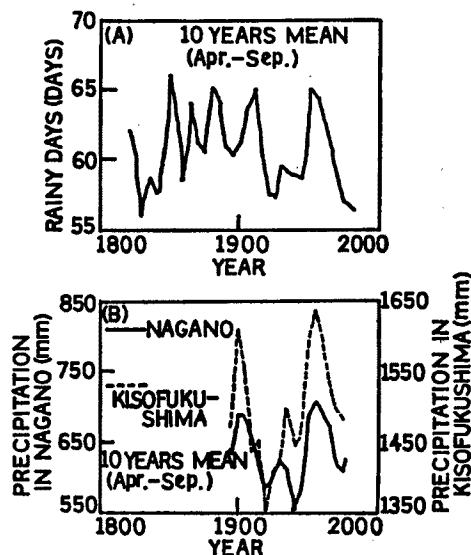


Fig. 8 Moving averaged rainy days pattern and precipitation patterns in Nagano and Kiso Fukushima (10 years mean).

4. 古気候情報の同定手法

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。そこで、本研究においては、次式のように、年輪の成長幅は、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）として表わされると仮定した。

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

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係数である。

式 (2) の両辺に $y(t), y(t-1), y(t-2), \dots, y(t-q+1)$ を乗じ、それぞれの期待値をとると、 $\rho_{yy}(\tau) = E[x(\tau)y(t+\tau)]$ の関係より以下ようになる。

$$\begin{aligned} \rho_{yy}(0) &= -\alpha_1 \rho_{yy}(-1) - \alpha_2 \rho_{yy}(-2) - \dots - \alpha_q \rho_{yy}(-q) + \beta_0 \rho_{yx}(0) + \beta_1 \rho_{yx}(-1) + \dots + \beta_p \rho_{yx}(-p) \\ \rho_{yy}(1) &= -\alpha_1 \rho_{yy}(0) - \alpha_2 \rho_{yy}(-1) - \dots - \alpha_q \rho_{yy}(-q+1) + \beta_0 \rho_{yx}(1) + \beta_1 \rho_{yx}(0) + \dots + \beta_p \rho_{yx}(-p+1) \\ &\vdots \\ \rho_{yy}(q-1) &= -\alpha_1 \rho_{yy}(q-2) - \alpha_2 \rho_{yy}(q-3) - \dots - \alpha_q \rho_{yy}(-1) + \beta_0 \rho_{yx}(q-1) + \beta_1 \rho_{yx}(q-2) + \dots + \beta_p \rho_{yx}(-p+q-1) \end{aligned}$$

同様に式 (2) の両辺に $x(t), x(t-1), x(t-2), \dots, x(t-p)$ を乗じ、それぞれの期待値をとると、以下のようになる。

$$\rho_{xy}(0) = -\alpha_1 \rho_{xy}(-1) - \alpha_2 \rho_{xy}(-2) - \dots - \alpha_q \rho_{xy}(-q) + \beta_0 \rho_{xx}(0) + \beta_1 \rho_{xx}(-1) + \dots + \beta_p \rho_{xx}(-p)$$

$$\begin{aligned}\rho_{xy}(1) &= -\alpha_1 \rho_{xy}(0) - \alpha_2 \rho_{xy}(-1) - \cdots - \alpha_q \rho_{xy}(-q+1) + \beta_0 \rho_{xx}(1) + \beta_1 \rho_{xx}(0) + \cdots + \beta_p \rho_{xx}(-p+1) \\ \vdots \\ \rho_{xy}(p) &= -\alpha_1 \rho_{xy}(-1+p) - \alpha_2 \rho_{xy}(-2+p) - \cdots - \alpha_q \rho_{xy}(-q+p) + \beta_0 \rho_{xx}(p) + \beta_1 \rho_{xx}(-1+p) + \cdots + \beta_p \rho_{xx}(0)\end{aligned}$$

これらの式をまとめると、次に示すような連立一次元方程式が得られる。

$$\begin{pmatrix} \rho_{yy}(0) \\ \rho_{yy}(1) \\ \vdots \\ \rho_{yy}(q-1) \\ \rho_{xy}(0) \\ \rho_{xy}(1) \\ \vdots \\ \rho_{xy}(p) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_{yy}(-1) & \rho_{yy}(-2) & \cdots & \rho_{yy}(-q) & \rho_{yx}(0) & \rho_{yx}(-1) & \cdots & \rho_{yx}(-p) \\ \rho_{yy}(0) & \rho_{yy}(-1) & \cdots & \rho_{yy}(-q+1) & \rho_{yx}(1) & \rho_{yx}(0) & \cdots & \rho_{yx}(-p+1) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{yy}(q-2) & \rho_{yy}(q-3) & \cdots & \rho_{yy}(-1) & \rho_{yx}(q-1) & \rho_{yx}(q-2) & \cdots & \rho_{yx}(-p+q-1) \\ \rho_{xy}(-1) & \rho_{xy}(-2) & \cdots & \rho_{xy}(-q) & \rho_{xx}(0) & \rho_{xx}(-1) & \cdots & \rho_{xx}(-p) \\ \rho_{xy}(0) & \rho_{xy}(-1) & \cdots & \rho_{xy}(-q+1) & \rho_{xx}(1) & \rho_{xx}(0) & \cdots & \rho_{xx}(-p+1) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{xy}(-1+p) & \rho_{xy}(-2+p) & \cdots & \rho_{xy}(-q+p) & \rho_{xx}(p) & \rho_{xx}(-1+p) & \cdots & \rho_{xx}(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -\alpha_1 \\ -\alpha_2 \\ \vdots \\ -\alpha_q \\ \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix} \quad (3)$$

この連立一次元方程式を解くことにより、システムの係数 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ 、および $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ が求まる。

システムの係数が得られると、次に示すような手法により古気象情報が同定できる。

ここでは、2つの方法を紹介する。

同定手法 1: 式(2)の両辺に z 変換を施すと (z 変換; いま、離散時系列 $f(n); n=0, 1, \dots$ が与えられたとき、次の無限和 $F(z) = \sum f(n)z^{-n}$ を $f(n)$ の z 変換という)、以下のようなになる。

$$(1 + \alpha_1 z^{-1} + \alpha_2 z^{-2} + \cdots + \alpha_q z^{-q}) Y(z) = (\beta_0 + \beta_1 z^{-1} + \beta_2 z^{-2} + \cdots + \beta_p z^{-p}) X(z) \quad (4)$$

式(4)より、

$$X(z) = \frac{1 + \alpha_1 z^{-1} + \alpha_2 z^{-2} + \cdots + \alpha_q z^{-q}}{\beta_0 + \beta_1 z^{-1} + \beta_2 z^{-2} + \cdots + \beta_p z^{-p}} Y(z) \quad (5)$$

したがって、式(5)が次式のように変換できれば、年輪成長幅 $Y(z)$ から気候情報 $X(z)$ の同定ができる。

$$X(z) = (a_0 + a_1 z^{-1} + \cdots + a_n z^{-n}) Y(z) \quad (6)$$

式(5)と式(6)が等置するためには、次式のような恒等式が成り立たなければならない。

$$1 + \alpha_1 z^{-1} + \cdots + \alpha_q z^{-q} = (a_0 + a_1 z^{-1} + \cdots + a_n z^{-n}) (\beta_0 + \beta_1 z^{-1} + \cdots + \beta_p z^{-p}) \quad (7)$$

ここで、 z は収束領域内において任意であるから、左辺と右辺の z のべき乗の係数を等置することにより順次、次式のような関係式が求まる。

$$\begin{aligned}a_0 \beta_0 &= 1 \quad \longrightarrow \quad \therefore a_0 = \frac{1}{\beta_0} \\ a_0 \beta_1 + a_1 \beta_0 &= \alpha_1 \quad \longrightarrow \quad \therefore a_1 = (\alpha_1 - a_0 \beta_1) / \beta_0\end{aligned}$$

同様に、 $a_2, a_3, \dots, a_n$ が順次求まる。したがって、最終的に式(6)を逆 z 変換して次式を得ることができる。

$$x(t) = a_0 y(t) + a_1 y(t-1) + \cdots + a_n y(t-n) \quad (8)$$

式(8)により、年 t の降雨日数は、その年より過去 n 年の年輪データを用いて予測できることがわかる。

同定手法 2: この手法は、 z 変換を用いずに式(2)を直接 $x(t)$ について書き直して同定しようとするものである。つまり、式(2)を $x(t)$ について書き直すと、次式が得られる。

$$x(t) = \{y(t) + \alpha_1 y(t-1) + \cdots + \alpha_q y(t-q) - \beta_1 x(t-1) - \cdots - \beta_p x(t-p)\} / \beta_0 \quad (9)$$

したがって、降雨日数データが最初に p 個与えられていれば、それ以降の $x(t)$ は、順次式(9)によって予測される。

5. 気候データの推定

年輪幅と降雨日数との相関性を明らかにするために、まず年輪幅データのパワースペクトルと降雨日数データのパワースペクトルを比較した。Fig. 9 に三浦地区産および上松地区産の1つの年輪についてのパワー

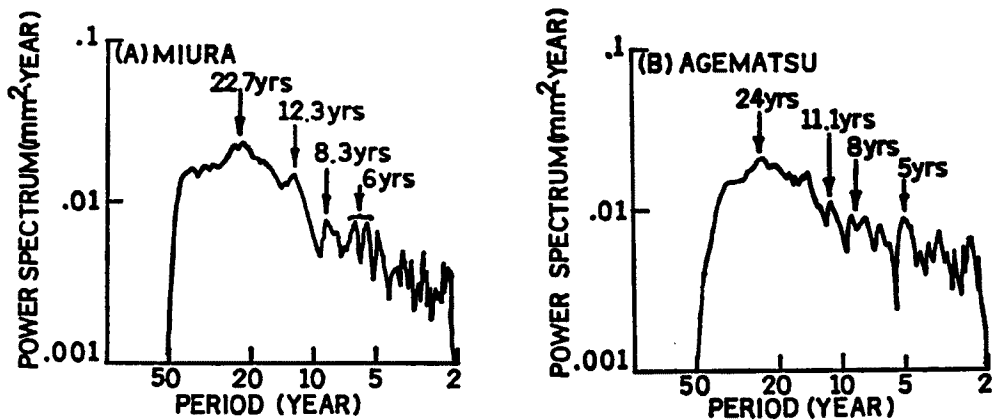


Fig. 9 Power spectra of Japanese cypresses growing up in Kiso area, (a) at Miura and (b) at Agematsu.

スペクトルを示した。これらは、それぞれ標準化される前のサンプルデータのパワースペクトルである。三浦地区産では、6年、8.3年、12.3年、22.7年の卓越周期が、上松地区産では、5年、8年、11.1年、24年の卓越周期が読み取れる。一方、Fig. 10 は、3. で再現した170年間の降雨日数のパワースペクトルであるが、図より2.9年、8年、23.5年の卓越周期が読み取れる。これより、6年程度、8年程度、23年程度の共通した卓越周期が存在していることがわかる。したがって、年輪幅データと気候データの間により相関があることを意味しており、両者の間になんらかの確率的関係式を構築できる可能性を示唆している。

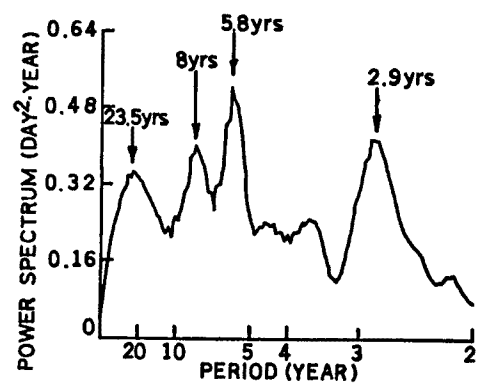


Fig. 10 Power spectrum of rainy days pattern.

5.1 同定手法1による解析結果

Fig. 5(a) に示した標準化後の三浦産年輪幅データ $y(t)$ と、Table 1 に示した降雨日数データ $x(t)$ を用いて解析を行った。式 (2) 中のシステム係数 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ 、および $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ の個数 q と p 、および式 (8) の係数 $a_0, a_1, \dots, a_n$ の個数 n をパラメータにとり、式 (8) から求まる降雨日数 $x(t)'$ と真値 $x(t)$ との差の二乗和、つまり誤差を計算した。その結果をTable 2 に示す。この表より、 $q=3$ 、 $p=2$ 、 $n=2$ のケースがもっとも少ない誤差を与えることがわかる。これは、降雨日数を再現するためには年輪幅の変動を、過去3年間の樹木の成長過程および過去2年間の気候変動の関数で表現するのが最適であることを意味している。

このケースの同定結果を、時系列として Fig. 11 に示す。またパワースペクトルを Fig. 12 に示した。それぞれの図中、実線が同定結果を表わし、破線が真値を表わしている。両者の卓越周期およびパワースペクトルの絶対値はよく対応していることから、同定手法1による結果はほぼ満足のいくものであることがわかる。ここで得られた a_1, a_2, a_3 パラメータを用いて、ギャップ以前の年輪幅データの前半期における降雨日数を再現してみた。その結果を、後半期の結果とともに Fig. 13 に示す。ギャップ前後の数年においては、年輪幅データの標準化が困難であったため、降雨日数を再現できなかった。この図より、1760年より80年間

Table 2 Square errors between original rainy days data and estimated ones

Number of q's	Number of p's	Number of n's	$\Sigma (x(t) - x(t)')^2$
0	1	1	146917.
0	2	2	121730.
0	3	2	122473.
0	3	3	116702.
1	1	1	1472135.
1	2	2	0.154×10^{10}
1	3	3	0.226×10^{11}
1	4	4	120266.
2	1	1	17411.
2	2	2	146659.
2	3	3	466800.
3	1	1	6776.
3	1	2	23613.
3	1	3	0.120×10^{29}
3	2	1	6784.
3	2	2	6152.
3	2	3	0.570×10^{16}
3	3	3	17720.
4	1	1	48216.
4	2	2	12768.
4	3	3	254048.

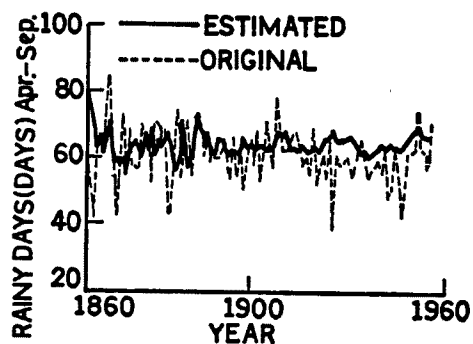


Fig. 11 Estimated rainy days pattern and original one.

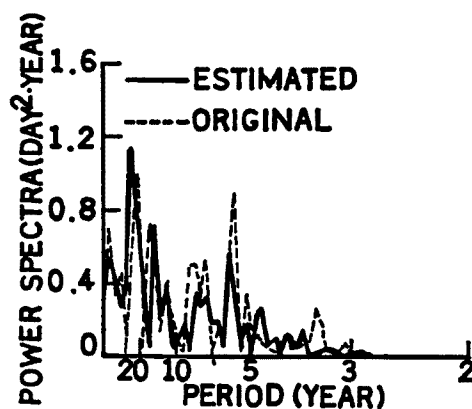


Fig. 12 Power spectra of estimated rainy days pattern and original one.

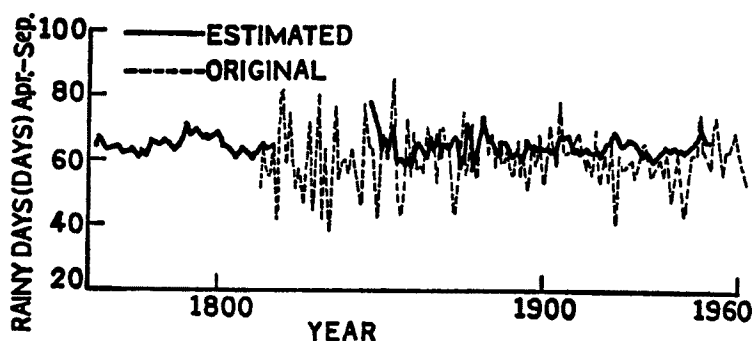


Fig. 13 Estimated rainy days pattern from ring width.

の降雨日数を読み取ることができる。

5.2 同定手法2による解析結果

式(2)を $x(t)$ について書き直した式(9)を用いて降雨日数の同定を行った。式(2)中のシステム係数 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ および $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ の個数 q と p を適当に与えることによって計算ができるが、ここでは、まずシステム係数を用いて、 $y(t)$ がどの程度正確に与えられるかを検討した。年輪幅の真値 $y(t)$ と式

Table 3 Square errors between original ring width data and estimated ones and between original rainy days data and estimated ones

Number of q's	Number of p's	$\Sigma(y(t)-y(t'))^2$	$\Sigma(x(t)-x(t'))^2$
0	1	0.26289	112739.
0	2	0.25977	111638.
0	3	0.25792	110673.
1	1	2.8680	11369542.
1	2	3.0353	overflow
1	3	2.9827	overflow
2	1	20.5674	845347.
2	2	20.4519	968253.
2	3	22.0601	overflow
3	1	584.661	93277.
3	2	625.236	92177.
3	3	630.714	92550.

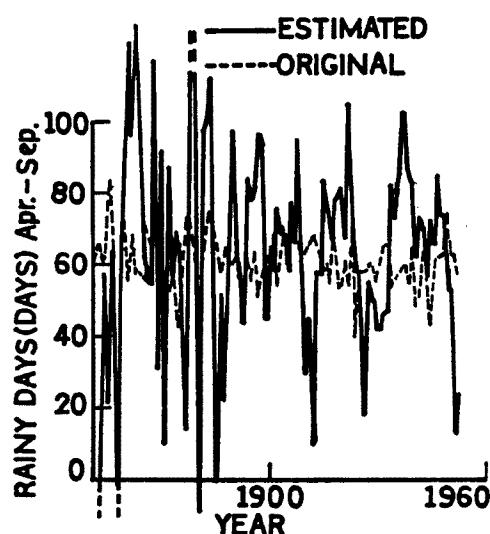


Fig. 14 Estimated rainy days pattern and original one.

(2) から計算される値 $y(t)'$ の差の二乗和をTable 3 に示した。これより、 q の値が小さいほど推定値の誤差が小さいことがわかる。一方、式(9)より求まる降雨日数についても同様に誤差の二乗和を計算した。この結果についてもTable 3 に示す。これより、式(2)で表わされる順解析システム係数の適性個数と式(9)で表わされる同定解析システム係数の適性個数とは異なり、適当なシステム係数の個数を判断することはできない。同定解析においてもっとも誤差の少ないのは、同定手法1と同様にやはり $q=3, p=2$ であるが、このケースの順解析システムの誤差はかなり大きい。このケースについて、同定される降雨日数の時系列をFig. 14 に示すが、図から判断できるように、この手法による降雨日数の同定はあまり適当ではないことがわかる。

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の抽出を行うための基礎的な研究を展開した。この目的のために、長野県木曽郡産の30本の檜の年輪サンプルを入手し、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) 長野県木曽郡でサンプリングした30本の檜の年輪幅データは、1840年前後に大きなギャップをもっており、ギャップの前後における檜の成長関係は、2つの指数関数で近似できることがわかった。ギャップの平均値は1.03mmであり、採取場所および樹齢の違いによる差異はみられなかった。

(2) 江戸時代に書かれた墨翁日記と大沼日記と明治22年以降の気象台データをもとに、計170年の気候データ(降雨日数データ)の再現を試みた。記録の欠落している期間については、1次元自己回帰モデルを用いて、データを結びつけた。最終的に得られた170年間の降雨日数のデータは、長野市および木曽福島町の降雨量のデータと極めて良好に対応しており、気候データとして降雨日数データを用いることの妥当性が確認された。

(3) 年輪幅データのパワースペクトルと降雨日数データのパワースペクトルを比較した。その結果、6年程度、8年程度、23年程度の共通した卓越周期が存在していることがわかった。このことは、年輪幅デー

タと気候データの間により相関があることを意味している。

(4) 気候データを入力とし、年輪幅データを出力とするシステムを、自己回帰・移動平均過程によって表現した。また、このシステムを用いて、最終的に年輪幅データより降雨日数データを同定する手法として、2つの方法を提案した。両方法とも、降雨日数データをもっとも良好に再現できたのは、自己回帰係数を3個、移動平均係数を2個とした場合であった。同定精度については、今回の解析に限っては、 z 変換の手法を用いた同定手法1のほうが良好であったので、同定手法1を用いて、1760年より80年間の降雨日数データを再現した。

謝 辞

本研究は、まず江戸時代に書かれた日記を読むことから始った。文中にも示した墨翁日記を解読するにあたっては、飯田図書館の方々に大変ご迷惑をおかけし、また多大なるご協力を得た。ここに感謝の意を表します。また大沼日記については、現代かな使いに再編修されたものを、刊行後いち早くお送り下さいました、駒ヶ根市誌編集室長小池 宏氏に深く感謝いたします。

参 考 文 献

- 1) Douglass, A. E.: Climate Cycles and Tree Growth, Vol. 1, Carnegie Institute of Washington Publications, 1919.
- 2) Siren, G.: Skogsgränstallen som indikator för Klimatfluktuationerna inorra Fennoskandien under Historisktid Communicationes, Inst. Forest Fenniae, 54(2), 1961.
- 3) Fritts, H. C.: Tree Rings and Climate, Academic Press, 1976.
- 4) 西岡秀雄: 気候700年周期説寒暖の歴史, 好学社
- 5) 志田 順: 気候の永年変化と東亞諸勢力の興亡盛衰, 科学知識, Vol. 15, 1935.
- 6) 速水頌一郎・大内正夫: 北太平洋亜熱帯高気圧の変動と北陸の降雪, 京都大学防災研究所年報 7, 1964, pp. 241-253.
- 7) 赤池弘次・中川東一郎, ダイナミックシステムの統計的解析と制御, サイエンス社