津市における降水量の永年変化と変動特性について

岩 切 敏

(三重大学生物資源学部)

Long-term Change and Variability of Precipitation at Tsu City

Satoshi IWAKIRI

(Faculty of Bioresources, Mie University, Tsu 514, Japan)

Long-term change and variability of monthly or seasonal precipitation at Tsu were analysed with data for 101 years. Coefficient of variation of monthly precipitation is very large and ranges 39 to 72%. Spectrum analysis method was applied to detect periodicity of monthly or seasonal precipitation, indicating the existence of 10-year period for August and December and 20-year period for July and November. An empirical relation was obtained for predicting the probability of exceedance of occurrence of continuous drought for summer months.

Key words: Continuous drought days, Periodicity, Precipitation, Spectrum analysis.

キーワード: 降水量, 周期性, スペクトル解析, 連続干天日数

1. はじめに

降水量の多少は地表での水収支や熱収支に大きな影響を与え、気候の形成に深くかかわっている。また一方、より直接的には干ばつ状態に起因する作物被害、あるいは逆に過剰降雨に起因する洪水、水食などの発生による農耕地や農作物の被害にも関係している。この降水量の年ごとの変動度が非常に大きいことは、経験的にもよく知られているところである。

われわれは当地における水文気象環境について検討しているが、ここではその一環として、水収支の最も重要な構成要素の一つである降水量の年変動特性についてとりまとめたので報告する。

2. 資料と方法

資料としては津地方気象台による観測開始(1890年)から1990年までの101年間の日降水量データを利用した。降水量そのものの変動解析には月降水量と年降水量をとりあげ、その再現期間と周期性の解析を行った。また、6月から9月までの4か月間における、連続無降水日数

(ただし、日降水量4.9mm以下は連続日数に算入したので連続干天日数となる)別の出現回数をもとに、出現の超過確率と連続干天日数との関係を求めた。農業気象用語解説集(日本農業気象学会用語編集委員会, 1986)では日降水量3mm以下の日を連続干天日数に算入としている。しかし、ここでは灌漑計画に関連して安全側にある日降水量4.9mm以下(山下, 1982; 農業土木学会, 1992)の日を連続干天日数に算入した。

ある水文学量 x の超過確率は次のようにして求められる(後藤, 1989), x の確率密度関数が $f(x)$ で表されるとき、 x がある値 x_u を超える確率(超過確率) $W(x_u)$ とある値 x_d を超えない非超過確率 $F(x_d)$ は次式で表される。手順としては非超過確率を計算し、補数として超過確率を求めることになる。具体的には、水文学量の頻度分布の関数近似をよくすることが鍵となる。

$$F(x_d) = \int_{-\infty}^{x_d} f(x) dx$$

$$W(x_u) = \int_{x_u}^{\infty} f(x) dx$$

$$= 1 - \int_{-\infty}^{x_u} f(x) dx$$

$$= 1 - F(x_u)$$

Table 1 Statistical characteristics of monthly total or annual sum of daily amount of precipitation at Tsu for the period 1890 to 1990 inclusive.

			Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sept.	Oct.	Nov.	Dec.	Ann.
Average, mm			46.5	63.9	105.3	145.4	158.0	239.4	191.4	189.9	274.9	175.2	88.6	49.1	1727
S.D., mm			31.4	39.6	45.7	56.6	74.4	107.8	109.8	137.3	152.7	94.1	53.9	34.3	307
C. V. %			67.5	62.0	43.3	38.9	47.1	45.0	57.4	72.3	55.5	53.7	60.8	69.9	17.8
Return period	rainy year	100	133	179	220	291	351	587	524	559	663	421	281	155	2280
		50	130	168	218	277	324	545	427	518	638	402	232	144	2236
		30	107	155	196	267	314	450	375	481	613	396	202	121	2204
		10	89	112	170	230	280	375	332	420	500	302	160	99	2135
	drought year	100	1	9	24	42	34	83	7	16	55	24	12	1	1043
		50	2	12	30	51	39	86	7	26	67	33	14	2	1144
		30	3	13	33	59	48	89	24	32	74	40	15	2	1182
		10	12	20	47	80	76	124	81	58	101	75	32	12	1375

S.D.: Standard Deviation, C. V.: Coefficient of Variation.

また、再現期間別降水量 (Table 1) の計算には Hazen 型の次式 (新編農業気象ハンドブック) を用いた:

$$R = 2N / (2J - 1)$$

ここで R は再現期間 (年), N は観測年数, J は量の大きい順, あるいは小さい順に並べたときの順位数。

周期性の解析には種々の方法 (例: 内嶋, 1976; Uchijima, 1981) があるが, ここでは時系列データのスペクトル解析法として知られている, Blackman-Tukey 法 (日野, 1977) を適用した。適用に際しては, 周期性の検出に最適とされているラグ年数 $\approx 0.1N$ の関係から, ラグ年数 10 年を用いた。この方法は最大エントロピー法 (MEM) に比較して分解能はやや低い, 安定したスペクトル推定が可能な特徴を有している。6~9 月積算降水量と年降水量の年変動の周期性については, 太平洋に面する多雨地域に位置し, 台風の影響頻度の高い宮崎市の値との比較を行った。

3. 結果と考察

3.1 累年平均値と変動係数

平均月降水量の最大値は 9 月の約 275 mm であり, 6 月の 239 mm がこれにつぎ, 年間は 2 山型分布となっている (Table 1)。12 月と 1 月は最も少なく, いずれも 50 mm 以下である。月降水量の変動係数は暖候期に小さく, 寒候期に大きい, 8 月は例外的に変動が大きい。これは 8 月が当地での台風の影響が 9 月について大きい月であることと, 同時に干ばつ状態になる頻度も高い月であることを反映している。年降水量の累年平均値は 1727 mm で, その変動係数は約 18% となっている。なお, 年降水量の累年平均値の 1727 mm は, 現在の平年値 1655

Fig. 1. Flucuation of annual precipitation during 101 years (1890–1990) at Tsu. A thick line denotes 10-year running mean.

mm に比較して約 4% 大きく, 最近 30 年間 (1971–1990) の降水量は以前に比較して平均的に減少していることを示している。年降水量は全国平均でも 1960 年代中頃以降少雨の状態にあるが, 降雨の減少は主に冬季とされている (気象庁, 1989)。津の場合も, 現在の平年値が累年平均値に比較して約 10% 低い月は, 9 月から 12 月にかけての 4 か月となっている。

3.2 再現期間別の降水量

再現期間別の降水量を多雨側と少雨側について推定した (Table 1)。6~9 月間の再現期間 30 年の降水量についてみると, 多雨年には 400~600 mm/月を, 少雨年には 30~90 mm/月を想定しておく必要のあることがわかる。再現期間 30 年の年降水量でみると, 多雨年には 2200 mm, 少雨年には 1180 mm となっている。

3.3 月降水量と年降水量の変動の周期性

スペクトル密度の高い (周期性の高い) 周期を拾い出し

てみると次のようになる。

周期 3 年：2 月，3 月，4 月，8 月，6～9 月，年降水量 (Fig. 2)

周期 4 年：6 月降水量

周期 7 年：2 月，3 月，4 月，9 月，10 月，年降水量 (明確ではない)

周期 10 年：8 月 (明確ではない)，12 月降水量

周期 20 年：5 月 (明確ではない)，7 月，11 月降水量

上記のようなスペクトル密度の分布図からの周期性読み取りに際して，周波数の両端でのスペクトル密度よりも高い場合には明確な周期とし，低い場合（これは降水量の変化に線形トレンドがある場合や周期性が著しく低く白色雑音に近い場合に生ずる）には明確ではない周期とみなした。

Fig. 2. Spectrum density of long-term change in annual and four months (June to September) sums of precipitation.

上記のように 3 年と 7 年の周期を示す月降水量が最も多く，年降水量もこれらの周期を示す。より長い 10 年と 20 年の周期は盛夏期と初冬の月に現れた。7 月降水量は梅雨の年次変動と関係しているので，ここで得た 20 年周期は災害との関連でさらに検討すべき特性量である。

年降水量については角屋・小池 (1965) がピリオドグラム (宮脇, 1961) と移動平均法を適用して，全国 19 地点についての周期性の検出を行い，津市については 73 年間 (1890–1962 年) のデータを用いて，明確な約 3 年，4 年，7 年の周期と不明確な 16 年と 55–60 年周期を報告している。そこで，同一期間のデータを用いて B-T 法による解析を行った。ラグ年数を統計年数の 1 割の 7 年とした場合には 4 年の明確な周期のみ現れ，ラグ年数を 10 年とした場合には，明確な周期として 4 年と 3 年，

不明確な周期として 6 年が検出された。

このように，この B-T 法を適用した場合には，角屋らのとり扱ったデータと同一の場合も，またデータ数が約 30 年多い場合も，10 年以上の長い周期は検出されなかった。詳細にみれば統計年数が約 30 年増加したことによって，検出された周期が 3 周期 (3，4，6 年) が 2 周期 (3，7 年) に変化している。しかし，いずれの場合も 10 年をこえる長い周期は検出されていない。

他の地点との比較のためにに行った計算結果によると，図示していないが，多雨地帯に属する宮崎の 6 月～9 月積算降水量では 4 年，7 年，20 年の周期が検出されている。7 月降水量 (Fig. 3) では明確な 3 年と 7 年周期と 20 年の周期が，また年降水量については 4 年の周期のみが検出され，より長い周期は検出されなかった。Fig. 3 において，宮崎のスペクトル密度が高くなっているが，これには計算に用いた月降水量の大小が関係している。同一スケールで表示した場合，津の 7 月降水量のスペクトル密度分布図は，宮崎のそれに比較してよりフラットであり，周期性に乏しい経過をたどっている，とみることもできる。

Fig. 3. Spectrum density of secular change in July precipitation at both Tsu (34°44'N) and Miyazaki (31°55'N).

水資源の長期利用計画の策定に当たっては，年降水量の長期経年変化も考慮すべきであるが，10 年をこえる長い変動周期の検出にはさらに計算法の検討が必要である。

3.4 6 月～9 月の期間の連続干天日数別の出現回数の周期性

連続干天日数についても降雨量と同様な周期性解析を行い，次の周期が検出された。

周期 10 年：25 日以上，30 日以上

周期 20 年：10 日以上

作物の干害が発生する目安としては，経験的に約 3 週間以上の無降水が持続した場合とされている。この連続干天日数に対応する周期は上記のように 10 年であり，これより長い周期は検出できなかった。

3.5 6 月～9 月の期間の連続降水日数別の出現回数の周期性

連続降水も災害の発生に関係するため，同様な周期性解析を行った。検出された周期性は次のようである。

周期 7 年：連続降水 8 日以上についての出現回数

周期 10 年：3 日以上，6 日以上，7 日以上

周期 20 年：3 日以上，5 日以上

6 月から 9 月の期間の降水は，その量とともに継続日数が作物の栽培管理や災害の発生に関係している。例えば，冷害年の長雨はいもち病害の多発原因となる。しかし，津においては，上記のように連続降水の出現回数の周期性は，連続日数が比較的に小さい場合についてのみ検出された。

3.6 連続干天日数の超過確率

まず，連続干天日数の日数別度数分布を次の指数式で近似することができた。 $G = m \exp(nx)$ ，ここで G は連続干天日数 (x) の度数， $m = 104.1$ ， $n = -0.1378$ である。つぎに前に説明した手順に従って日数別の超過確率を近似計算した。連続干天日数と超過確率の関係は Fig. 4 に示されており，次の指数式で表される：

$$Y = a \exp(-bx)$$

ここで， Y は超過確率， x は連続干天日数， $a = 3.42$ ， $b = -0.108$ 。

Fig. 4. Probability of exceedance of occurrence of continuous drought for months of June to September at Tsu.

山下 (1982) は果樹の灌漑計画の基礎資料とするため和歌山県下のデータ (1940～1979 年) を用いて，上記の形の経験式を提示している。得られている式の定数は， $a = 5.19$ ， $b = -0.119$ である。両式による連続干天日数の超過確率の計算値は互いに非常に近く，干ばつ状態をもたらすような夏季の天候が両地点で類似しており，これらの経験式を東海近畿地方で利用できることを示している。

3.7 降水量などの周期性に関する気候学的考察

①降水量形成に関与する主な気象現象

わが国の気候形成に関与している気団としては，シベリア気団，オホーツク海気団，小笠原気団，楊子江気団，と赤道気団とされているが，ここで対象としている津市の降水気候に大きな影響を与えているのは，小笠原気団，赤道気団，とオホーツク海気団とみなされる。これらの気団の盛衰は，大気大循環の原因あるいは結果として推移していくので，降水量変動の機構的考察を行うためには気団レベルの考察が必要なのかもしれない。しかし，ここではより直接的で統計値としても捉えられている関連気象現象，すなわち台風起因，低気圧起因，前線起因の大雨の発生頻度をもとに考察していくことにする。

津地方気象台 (1989) による 98 年間の災害統計によると，災害をもたらすような大雨の原因としては圧倒的に台風が多く 67 回，その他は低気圧 16 回，前線 15 回，少雨 8 回となっている。台風の場合には同一年に 2～3 回の影響を受けることも多く，合計の回数は多くなっている。台風は 1940 年代から 1950 年代にかけて特に影響回数が多いが，低気圧起因災害については 1922 年まで，前線起因災害については 1951 年まで関連災害の記述が無いこともあって合計回数は少なくなっている。

②台風の影響数のスペクトル解析

台風の年々の影響数の統計値をみると，1940～1950 年代を除いて周期性があるようにもみられるので，B-T 法による解析を行った。しかし，結果は明確な周期は検出されず，不明確な約 4 年の周期が検出されただけであった。

③梅雨の影響

梅雨については梅雨期間の日数と期間降水量の統計が報告されている (津地方気象台，1989)。統計期間はわずかに 47 年間であるが，10 年以上の長い周期の有無をみるため B-T 法による検討を行った。その結果，ともに 10 年と 20 年の周期が認められ，特に期間降水量の 10 年周期は顕著とみなされた。梅雨は 6 月降水量と 7 月降水量および 6～9 月積算降水量に関係が深いので，後 2 者で検出される 10 年周期と 20 年周期 (Fig. 2) は梅雨の影響によるものとみなされる。

④ Brückner 周期などの長周期について

日本国内 23 地点の平均年降水量の経年変化を 5 年移動平均した曲線は、1920 年頃と 1953 年頃に極大値を示す 2 山曲線となり、これは Brückner 周期に相当するのかもしれないとされている(朝倉, 1987)。そこで、ここで用いた B-T 法において、ラグ年数を 20 年、30 年、40 年にした場合の、津の年降水量変動での長い周期について検討した。その結果、ラグ 20 年では周期 13 年が、ラグ 30 年では周期 20 年と 50 年が、ラグ 40 年でも同様な周期が検出された。このように周期 30 年以上の値は、妥当な結果を与えるとされているラグ年数 10 年とその 2 倍とした 20 年でも出現していないことから、その存在についてはまだ疑問が残ると考えている。これはどの長い周期を論議するには 100 年程度の観測値ではまだ不十分ではないかと思われる。

3.8 今後の課題

上記のように、かなり機械的な統計計算結果と、それらに関連するであろう気象現象のおおまかな関連についての考察を述べた。しかし、月降水量、期間降水量などの経年変化にみられた個々の周期の起因を特定することは、現在手持ちの資料ではきわめて不十分にしかできなかった。また、利用した B-T 法により、短い周期についてはかなり明確に検出されたが、10 年以上の長い周期については不十分な情報しか得られなかった。検出法などについての検討が必要である。

連続干天日数の周期性の気候学的検討には、年ごとの気団の動態を数量化したものを取り扱うのも一つの方法と考えている。既報の関連気象統計値に依存する方法では周期性起因の解析に限界があるので、新しい気象学的数値の導入による解析を行う必要がある。

4. ま と め

① 月降水量の変動係数は 39%～72% と非常に大きい、年降水量は絶対値が大きいことと月降水量相互の打ち消し作用もあるため、約 18% に低下する。101 年間累年平均値は 1727 mm であり、最近 30 年間平均値(平年値)はこれよりも約 4% 低い。降雨減少率の大きいのは 9 月から 12 月の期間である。

② 経験法による降水量の再現期間を多雨年と少雨年について求めた。再現期間 30 年の場合、多雨年の降水量は約 2200 mm、少雨年の降水量は約 1200 mm と推定される。

③ 降水量経年変化データのスペクトル解析法に基づく周期性検定により、10 年周期は 8 月と 12 月、20 年周期は 7 月と 11 月の降水量で検出された。

④ 連続干天日数の周期性としては 25 日以上について

周期 10 年、30 日以上について周期 20 年が検出された。

⑤ 6 月～9 月の期間における 1 mm 以上連続降水の日数別の出現回数の周期性は、日数 7 日以上の場合に周期 10 年、日数 5 日以上の場合に周期 20 年が検出された。

⑥ 連続干天日数(x)の日数別超過確率(Y)を求める関係式を得た。

$$Y = 3.42 \exp(-0.108x)$$

⑦ 降水量などの変動周期性と台風、梅雨などとの関連について検討した。降水量の 4 年周期には台風の影響数の不明確な 4 年周期が関係し、降水量の 10 年、20 年の周期には梅雨期間降水量が関係していることがわかった。

5. 謝 辞

終わりに、研究の実施に当り協力してくれた飯田昌弘(現、奈良県庁)、河村年広(現、愛知県庁)の両君に謝意を表する。

なお、Blackman-Tukey 法による計算は、東北農業試験場の井上君夫博士よりご教示いただいた。ここに記して謝意を表する。

引用文献

- 朝倉 正(編), 1987: 知っておきたい異常気象. 大蔵省印刷局, pp.229.
- 後藤 章, 1989: 水文統計. 農業土木ハンドブック(農業土木学会編), 丸善, 880-884.
- 日野幹雄, 1977: スペクトル解析. 朝倉書店, pp.300.
- 角屋 睦・小池達男, 1965: 降水量にみられる長期的変動について. 京都大学防災研究所年報, 8, 307-315.
- 気象庁(編), 1989: 異常気象レポート'89-近年における世界の異常気象と気候変動-その実態と見通し(Ⅳ). 大蔵省出版局, pp.433.
- 宮脇一男, 1951: 雑音解析. 朝倉書店, 100-103.
- 日本農業気象学会用語編集委員会, 1986: 農業気象用語解説集. 日本農業気象学会, 245-246.
- 農業土木学会, 1992: 農業土木標準用語事典. 農業土木学会, pp.292.
- 新編農業気象ハンドブック編集委員会, 1974: 新編農業気象ハンドブック. 養賢堂, 806-808.
- 津地方気象台, 1989: 創立百年誌. pp.254.
- 内嶋善兵衛, 1976: 有効積算温度の永年変化と変動特性. 農業気象, 31, 185-194.
- Uchijima, Z.: Yield variability of crops in Japan. *Geojournal*, 5, 151-164.
- 山下重良, 1984: 果樹の灌漑栽培法. 畑地と水-畑地灌漑技術の進歩-(畑地と水編集委員会編), 畑地農業振興会, 197-211.