

高知県の年および季節降雨量時系列の傾向分析

紙井 泰典¹・マダン クマル ジャ²・近森 邦英³

(¹高知大学自然科学系農学部門・² インド工科大学・³高知大学名誉教授)

Trend Analysis of Annual and Seasonal Rainfall Series in Kochi Prefecture

Yasunori KAMII¹・Madan K. JHA²・Kunihide CHIKAMORI³

¹*Agriculture Unit, Natural Sciences Cluster, Kochi University;* ²*AgFE Department, Indian Institute of Technology, Kharagpur - 721 302, West Bengal, India,* ³*Professor Emeritus, Kochi University*

Abstract: Annual precipitation for Kochi City, Muroto, Sukumo and Shimizu in Kochi Prefecture has been investigated using linear regression analysis, Mann-Kendall test, 11 years moving average and moving variance, and Akaike Information Criterion (AIC). Seasonal trend in 33 years' Spring/Summer and Fall/Winter rainfall series has also been studied for Kochi City and Muroto. The findings of this study are as follows: (a) Long-term trends in annual precipitation are increasing, but recent short-time (33 years) trends are decreasing at four points (Kochi City, Muroto, Sukumo and Shimizu); (b) By using Mann-Kendall test, a decreasing trend has been detected in the annual rainfall series (123 years) of Kochi City at the significance level of 95 %, but the trend becomes ambiguous if we take shorter data periods. However, 11 years regression coefficient of moving U_c values is plus, i.e., there is an increasing trend; (c) Seasonal trends in the 33 years' Spring/Summer and Fall/Winter rainfall series are increasing for both Kochi City and Muroto. Recent moving variance in Kochi City is getting larger than before, but that in Muroto is not increasing significantly; (d) By sorting recent 11 years annual rainfall data and comparing neighboring 11 years annual rainfall of the same order, recent annual rainfall has increasing trends in Kochi City, Muroto, Sukumo and Shimizu. Especially, the maximum annual precipitation in 11 years is increasing in Kochi; and (e) Relating to means and variances, four models, namely M1 (equal means and equal variances), M2 (unequal means and equal variances), M3 (equal means and unequal variances), and M4 (unequal means and unequal variances) have been compared by AIC and the M1 model shows the best fit.

キーワード 地球温暖化, 年降水量, トレンド, Mann-Kendall 検定, 移動分散, 赤池の情報量規準

緒 論

高知地方気象台の観測によると、1886年～2008年の高知の年降水量は、平均2,640mm、最小1,544mm(1930年)、最大4,383mm(1998年)である。近年、地球温暖化に関連して、全国各地の降水量の増加、大雨の頻度が増加している、日降水量が時期的に集中する傾向が見られる等の報告がある(例えば近森ら(2009))。そこで、あらためて高知県の水資源問題を主として年降水量と春夏季および秋冬季の降水量について検討するとともに、全国で言われているような顕著な変化が高知県でも起こっているのかどうかを検証することとした。

研究 方法

降水量の長期的変動を調べる研究は、単回帰直線の勾配の正負(例えば近森・紙井(2000))、スペクトル解析による周期性の研究、ガンマ分布、対数正規分布、Gumbel分布等をあてはめての確率降水量の研究(例えば近森ら(2009))、

Mann-Kendall 検定法などのノンパラメトリック検定によるトレンドの研究, 降雨の時間集中度に関する研究 (松田ら (2001)) などが行われてきた。ここでは高知県内の4つの気象庁の気象観測所(高知, 室戸, 宿毛, 清水)の年降水量を対象として①単回帰直線の勾配(回帰係数)の値, ②太陽黒点周期に準じた11年ごとの年降水量の平均値の推移, ③Mann-Kendall 検定, ④赤池の情報量規準(AIC)(例えば鈴木(1995))による平均値および分散の等しいと等しくないのモデル間の適合度の検定を行った。これは, 複数のモデルを比較して優れているものを選択するのに便利である。

Mann-Kendall テスト

Mann-Kendall テストは, ノンパラメトリック テストの一種で, 線形, 非線形を問わず, トレンドが増加, あるいは減少傾向にあるかどうかを検討するのに便利である。Mann (1945) が最初に用い, Kendall (1975) が統計的分布の推定を行った。この検定テストが優れたトレンド検定方法であることは Hirsch ら(1982), Gan(1992)などによって示されている。時系列データ x_t ($t = 1, 2, \dots, n$) を, このあとに出てくる全ての x_{t+1} 値と比較して, 次のような時系列変数 z_k を作成する(Salas, (1993))。

$$\begin{aligned} Z_k &= 1 && \text{if } x_t > x_{t'} \\ Z_k &= 0 && \text{if } x_t = x_{t'} \\ Z_k &= -1 && \text{if } x_t < x_{t'} \end{aligned} \quad (1)$$

ここに, k は次式で表される:

$$k = (t-1)(2n-t)/2 + (t-t') \quad (2)$$

Mann-Kendall 統計量は, z_k 時系列和により表される(Hirsch ら (1982))。

$$S = \sum_{t'=1}^{n-1} \sum_{t=t'+1}^n z_k \quad (3)$$

この統計量は, 全てのデータ間の差が正の差, 負の差となる個数について数える。この統計量は, Hirschら(1982)によると $n > 40$ について適用されるべきであるという。

$$u_c = \frac{S + m}{\sqrt{V(S)}} \quad (4)$$

$$V(S) = \frac{1}{18} \left[n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^g e_i(e_i-1)(2e_i+5) \right] \quad (5)$$

ここに, $S < 0$ のとき $m = 1$, $S > 0$ のとき $m = -1$, $S = 0$ のとき $m = 0$, N_i は等値グループの数, e_i は第 i グループのデータ数である。 u_c が標準正規分布の臨界値 α よりも正値で大きいか, 負値で $-\alpha$ よりも小さいときには, 所定の標準正規分布の臨界率で, 帰無仮説「トレンドの変化ゼロ」が棄却されるため, 増加あるいは減少のトレンドが確認される。Kendall (1975) によれば, 等値グループが多くさなければ, データ数 $n = 10$ 程度でもこのテストは信頼できる結果を与えるという。

赤池の情報量規準 (AIC)

(1) Model 1 (M1): $\mu_{01} = \mu_{02}$, $\sigma_{01}^2 = \sigma_{02}^2$ の場合(平均と分散が等しい場合)

二つの正規分布をなす時系列データ $x = x_i (i = 1, \dots, n)$, $y = y_i (i = 1, \dots, n)$ があるとする。 x, y の母平均と母分散が等しいと仮定したとき, x, y の母平均と母分散, 標本平均値と標本分散をそれぞれ $\mu_x, \sigma_x^2, \mu_y, \sigma_y^2, M(x), V(x), M(y), V(y)$, x, y の共通母集団の平均と分散を μ_0, σ_0^2 , とする。 $\mu_x = \mu_y = \mu_0$, $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = \sigma_0^2$ を仮定したとき(これを Model 1 とする)の最大対数尤度 $MLL1$ は, μ_0, σ_0^2 の最尤推定を μ, σ^2 として次式で与えられる(鈴木 (1995))。

$$\begin{aligned} MLL1 &= -\frac{1}{2} \left[1 + \log 2\pi\sigma^2 \right] \\ \mu &= \frac{M(x) + M(y)}{2} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\sigma^2 = \frac{V(x) - V(y)}{2} + \frac{(M(x) - \mu)^2 + (M(y) - \mu)^2}{2}$$

Model 1 の情報量規準 AIC(M1) は、次式で与えられる.

$$\text{AIC (M1)} = -2 \times \text{MLL1} + 2 \times 2 \quad (7)$$

上式右辺第二項の最初の 2 は定数, 後の 2 は使用しているパラメータが μ, σ^2 の二つであることに対応している. なお, 使用データ数が $x = x_i (i = 1, \dots, m), y = y_i (i = 1, \dots, n), (m \neq n)$ であるときの μ, σ^2 は次式で表される.

$$\mu = \frac{mM(x) + nM(y)}{m + n}$$

$$\sigma^2 = \frac{mV(x) + nV(y)}{m + n}$$

(2) Model 2 (M2): $\mu_{01} \neq \mu_{02}, \sigma_{01}^2 = \sigma_{02}^2$ の場合 (分散は等しく平均が異なるモデル)

x, y の平均が異なり, 分散は等しいモデル M2 の最大対数尤度 MLL2 は次式で与えられる.

$$\text{MLL2} = -\frac{2n}{2} \left[1 + \log 2\pi\sigma^2 \right] \quad (8)$$

$$\text{ここに, } \sigma^2 = \frac{V(x) + V(y)}{2}$$

$$\text{AIC (M2)} = -2 \times \text{MLL2} + 2 \times 3 \quad (9)$$

この場合, 上式右辺第二項の 3 は, モデルパラメータが $\mu_{01}, \mu_{02}, \sigma_0^2$ の三つであることに対応している.

(3) Model 3 (M3): $\mu_{01} = \mu_{02}, \sigma_{01}^2 \neq \sigma_{02}^2$ の場合 (平均が等しく分散が異なるモデル)

最大対数尤度 MLL3 は次式で求められる.

$$\text{MLL3} = -\frac{m+n}{2} \log 2\pi - \frac{m}{2} \log \sigma_1^2 - \frac{n}{2} \log \sigma_2^2 - \frac{m+n}{2} \quad (10)$$

ここに, $\sigma_1^2 = V(x) + (M(x) - \mu)^2, \sigma_2^2 = V(y) + (M(y) - \mu)^2$. μ は x, y の統合母集団の平均値であ

る. $\mu_0, \sigma_{01}^2, \sigma_{02}^2$ に関する極値条件から, 対数尤度 $LL3 = LL(\mu_0, \sigma_{01}^2, \sigma_{02}^2)$ をこれらで偏微分して連立させて解くと, $\sigma_{01}^2, \sigma_{02}^2$ は消去されて μ_0 に関する三次式となる. これを解いて最尤推定 $\mu, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ を求める. 特に $m = n$ の場合には μ は $M(x), M(y)$ の平均値となり, 上式から σ_1^2, σ_2^2 が求められる. 赤池の情報量規準は, 次式で求められる.

$$\text{AIC (M3)} = -2 \times \text{MLL3} + 2 \times 3 \quad (11)$$

(4) Model 4 (M4): $\mu_{01} \neq \mu_{02}, \sigma_{01}^2 \neq \sigma_{02}^2$ の場合 (平均も分散も異なるモデル)

最大対数尤度 MLL4 と情報量規準 AIC (M4) は次式で求められる.

$$\text{MLL4} = -\frac{m+n}{2} \log 2\pi - \frac{m}{2} \log \sigma_1^2 - \frac{n}{2} \log \sigma_2^2 - \frac{m+n}{2}$$

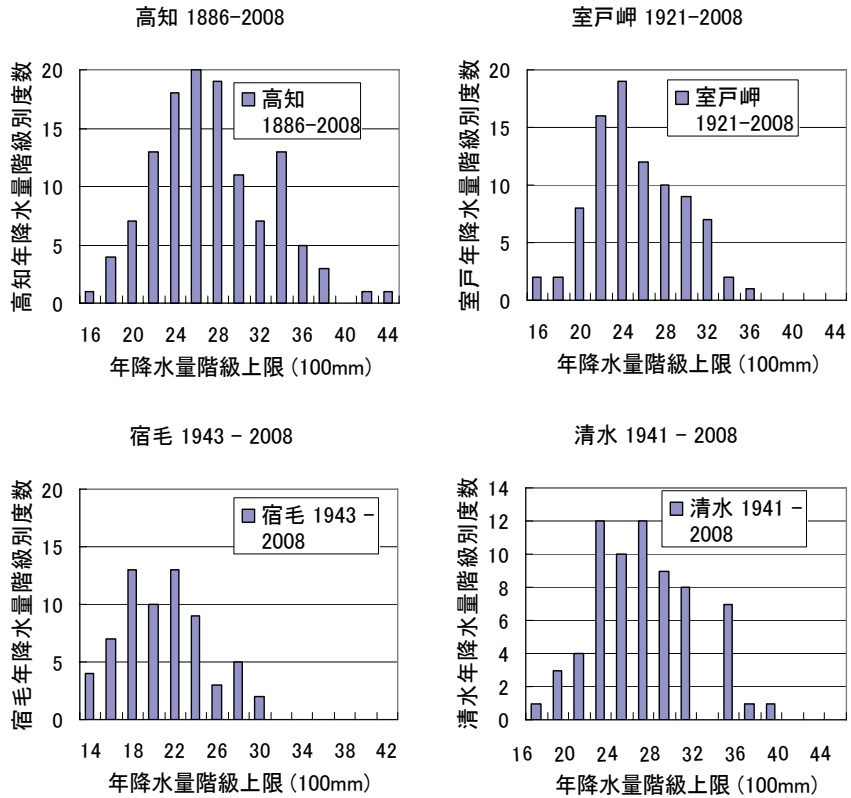
ここに, $\mu_1 = M(x), \mu_2 = M(y), \sigma_1^2 = V(x), \sigma_2^2 = V(y)$.

$$\text{AIC (M4)} = -2 \times \text{MLL4} + 2 \times 4 \quad (12)$$

結 果

1. 年降水量のパターン

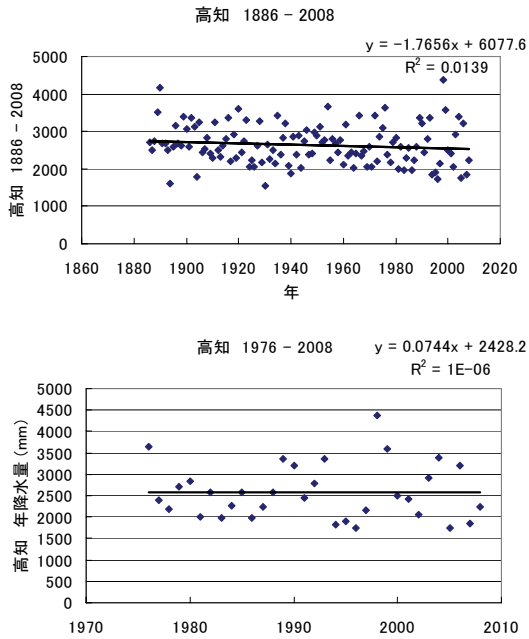
第1図に高知県内の気象官署である高知、室戸岬、宿毛、清水の年降水量の度数分布を示す。中央よりやや左にモードがきており、正規分布とみなすには難がある。図の横軸は200mm刻みで階級に分けたときの上限降水量(×100mm)である。高知、室戸岬、清水においては少ない年でも概ね年1,600mm程度が期待できる。これは日本の全国平均年間降水量に匹敵する。大降水量年では高知で4,400mmに達する。洪水などの自然災害に対する注意が必要である。高知、清水、宿毛は途中の頻度がやや不規則である。



第1図(a),(b),(c),(d) 高知・室戸岬・宿毛・清水の年降水量の度数分布(標記はデータ年)

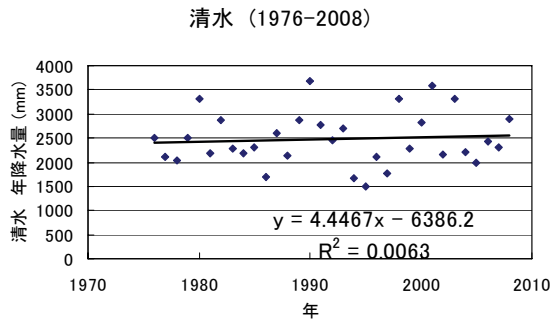
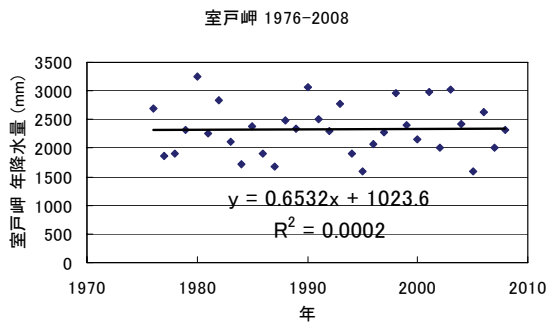
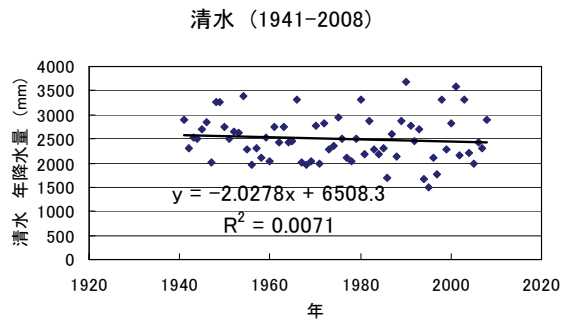
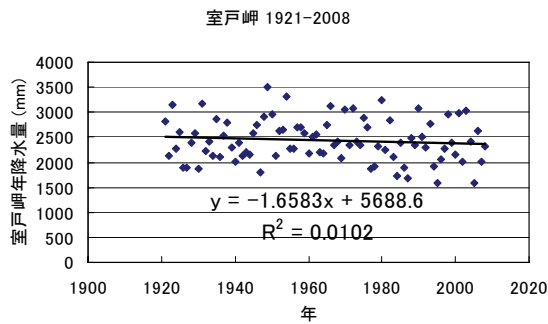
2. 高知の年降水量の長期的変動

第2図には高知の1886-2008年と1976-2008年の年降水量の水位、回帰直線と回帰式とを示す。xは年、yは年降水量である。これから、過去123年間には高知の年降水量は遞減傾向にあることが分かる。しかし、過去33年間ではほぼ横ばいとなっている。このように長期と短期のトレンドが一致しないのは地球温暖化の現れかも知れない。ちなみに室戸では、1921-2008の88年間では $y = -1.6583x + 5688.6$ ($R^2 = 0.0102$), 1976-2008の33年間では $y = 0.6532x + 1023.6$ ($R^2 = 0.0002$), 宿毛では1943-2008の66年間で $y = -1.186x + 4344.4$ ($R^2 = 0.0033$), 1976-2008の33年間では $y = 5.3x - 8596.8$ ($R^2 = 0.0179$), 清水では1941-2008年の68年間で $y = -2.0278x + 6508$ ($R^2 = 0.0071$), 1976-2008の33年間では $y = 4.4467x - 6386.2$ ($R^2 = 0.0063$)と、いずれも近年の方が微増傾向になっている (R^2 は決定係数)。



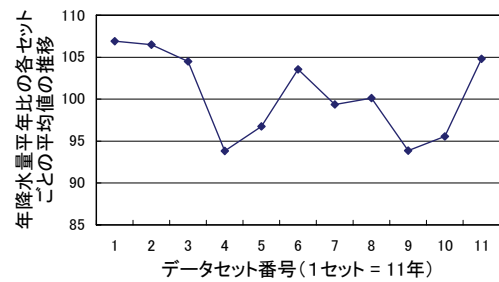
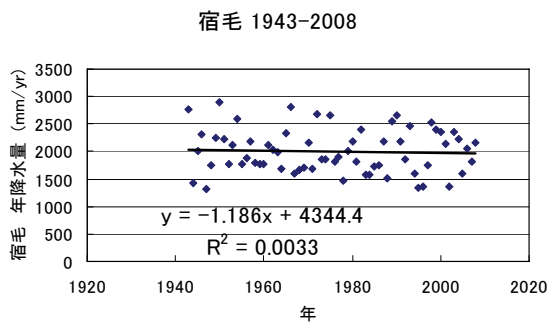
第2図(a),(b) 高知の年降水量の長期トレンド

3. 室戸岬, 宿毛, 清水の年降水量の長期トレンド

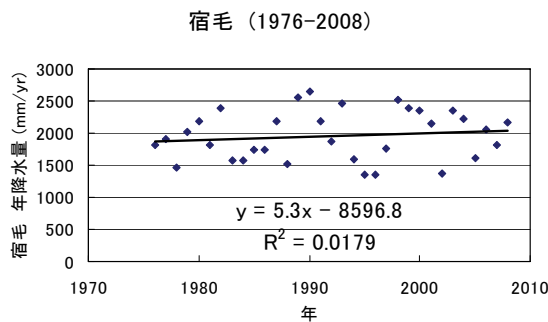


第3図(a),(b) 室戸岬の年降水量の長・短期トレンド

第4図 (a),(b) 清水の年降水量の長・短期トレンド



第6図 高知の1888-2008年の11年ごとの年降水量の平均値の推移



第5図 (a),(b) 宿毛の年降水量の長・短期トレンド

第6図に示すのは、高知の1888-2008年の11年ごとの年降水量の平均値の推移である。

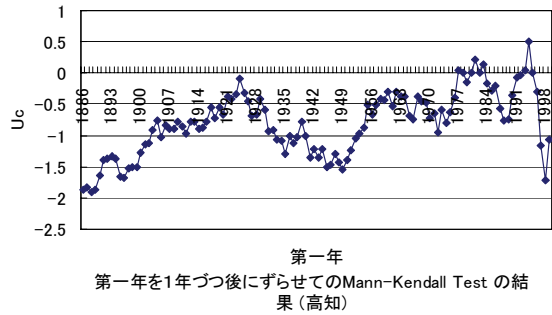
第3図の(a),(b)に示すのは、室戸岬の1921-2008年と1976-2008年のトレンドである。第4図(a),(b)は清水の1941-2008年と1976-2008年のトレンド、第5図(a),(b)は宿毛の1943-2008年と1976-2008年のトレンドである。いずれも長期(前者)は負の勾配、短期(後者)は正の勾配となっている。この点では高知と同じ傾向である。すなわち、高知県の年降水量の長期的トレンドは減少傾向にあるが、33年ほどの直近の短期的トレンドは増加傾向にあるということができ

4. Mann-Kendall テストによる高知と室戸岬のトレンド

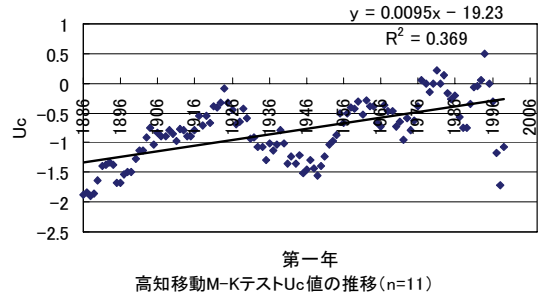
第7図の(a)に示すのは、最初第一年を1886年に、最終年を2008年にとり、次に最終年は湖底したまま、第一年を1887年、1888年、・・・とずらせていったときのMann-Kendallテストの結果である。理論的にはMann-Kendallテストは、正規分布の場合に適合するが、値そのものに依存しない、大小関係だけのテストであるため、本来は対数正規分布、log Pearson type III、ガンマ分布が適合するといわれる年降水量分布に適用しても、問題はないと考えられる。念のために、年降水量を対数正規化してMann-Kendallテストを行ったが、結果は元の年降水量データによるテスト結果と同一であった。第7図(a)によると、1886、1887、1997年の u_c 値が-2に近く、両側5%確率で減少トレンドと判断されるが、その他の年は有意に増加あるいは減少傾向を示さない。このことから、Mann-Kendallテストを以てしても、長期的トレンドの検定には、いつからいつまでのデータを用いているかのデータ期間に対する依存性が存在することがわかる。次に(b)で、11年間を対象としたMann-Kendallテストを、適用区間を次々にずらせての検定を行うと、(a)の図と非常によく似た変動が描かれた。11年といった短期でも、123年の長期でも、ほぼ同一の結果を与えるということは、Mann-Kendallテストの信頼性を裏付けるものであるといえる。 U_c 値の変化を傾向値として見ると、はっきりとした右上がり(増加)傾向を示すことは、長期的には降水量が増加の方向に向かっていることを示すものと考えられる。第8図は室戸岬における11年間の移動Mann-Kendallテストの結果である。1921年から1947年くらいまでは、年降水量は減少して、それ以後1980年頃までは増加して、最近はいまば横ばい傾向にあることがわかる。第8図の変動はたまたま三次曲線によって表現されたが、第9図に示す清水ではこれとはまったく違った点の分布となった。いずれもトレンドは増加を示している。

5. 高知・室戸岬の春夏雨量と秋冬雨量

第10図、11図に高知と室戸岬の春夏雨量と秋冬雨量の11カ年移動平均と移動分散を示す。ここに、春は3月～5月、夏は6～8月、秋は9～11月、冬は12～2月、春夏は灌漑期、秋冬は非灌漑期と考える。移動平均は11年の中央年(6年目)の位置に示す。移動分散は筆者らの造語で、11カ年の分散を、次々に1年ずつ後にずらしてとっていったものを指す。

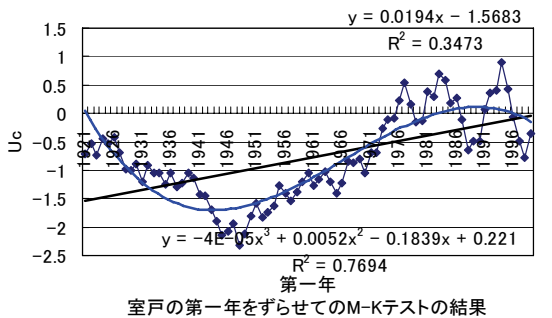


第一年
第一年を1年づつ後にずらせてのMann-Kendall Testの結果(高知)



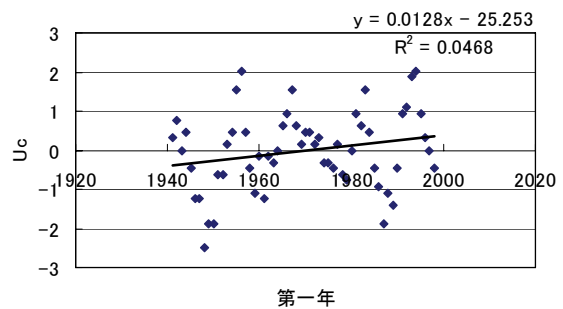
第一年
高知移動M-Kテスト U_c 値の推移(n=11)

第7図(a), (b) 高知のMann-Kendall テスト結果



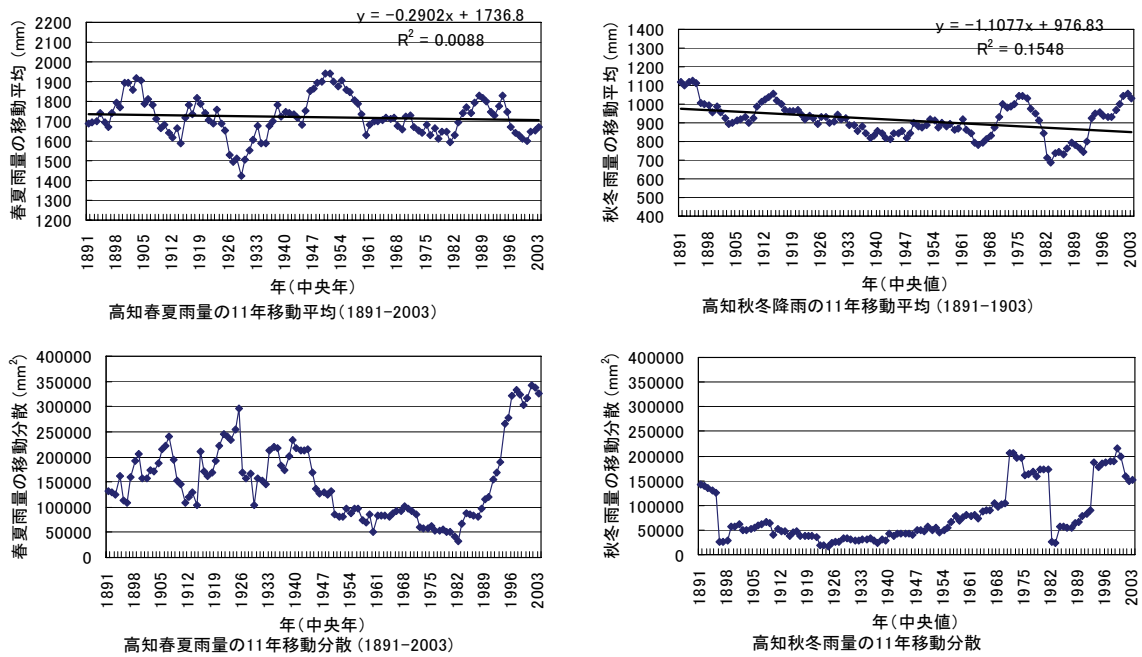
第一年
室戸の第一年をずらせてのM-Kテストの結果

第8図 室戸岬のMann-Kendall テストの結果

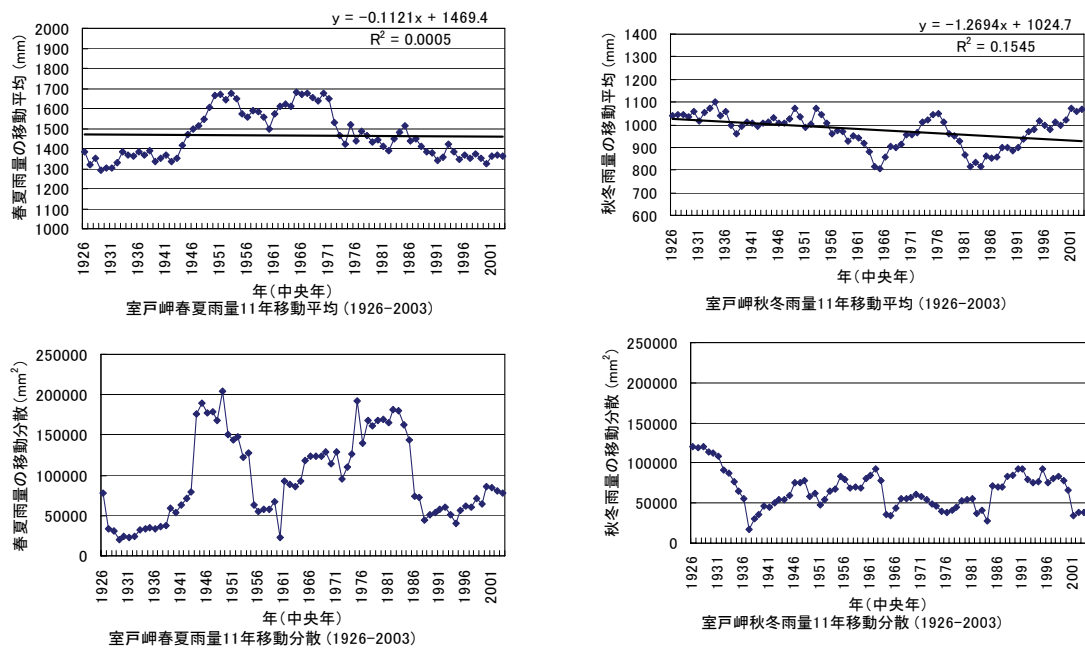


第一年
清水の第一年をずらせてのM-Kテストの結果(n=11)

第9図 清水のMann-Kendall テストの結果



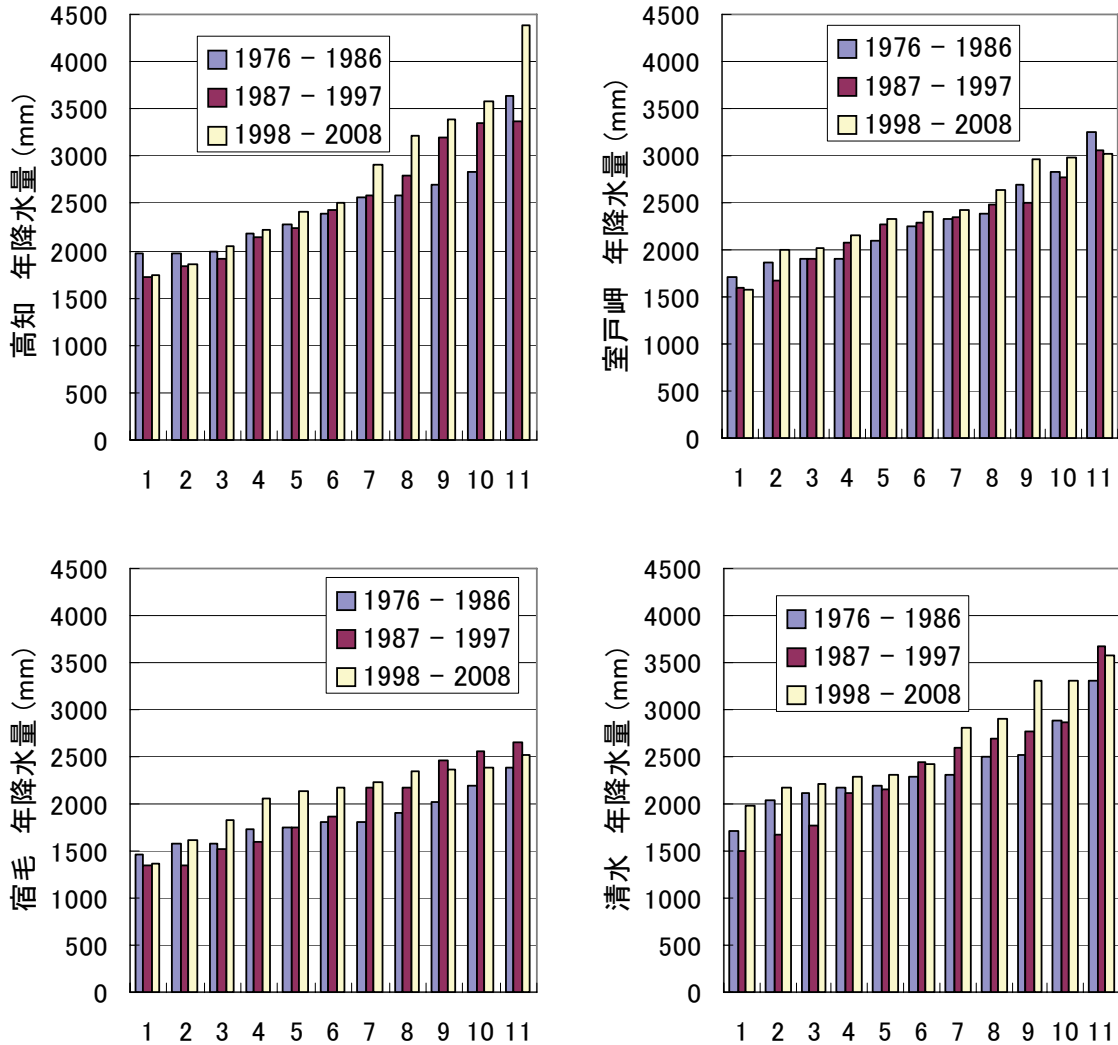
第10図(a),(b),(c),(d) 高知の1886-2008年の春夏・秋冬降雨量の移動平均と移動分散



第11図(a),(b),(c),(d) 室戸岬の1926-2008年の春夏・秋冬降雨量の移動平均と移動分散

第10, 11 図を見ると年降水量の移動平均の長期トレンドも、高知、室戸岬ともに減少傾向にある。春夏と秋冬とでは、両観測地ともに秋冬の減少トレンドが顕著である。移動分散は、高知では春夏、秋冬ともに近年増大傾向にあると見えるが、室戸岬では近年特に増大しているようには見えない。地球温暖化による灌漑期、非灌漑期の大雨と少雨の差が大きくなったと見られるのは高知であり、室戸はまだそれほどはっきりとはしていない。

6. 4気象官署の近々33年間の年降水量の変化



第12図(a),(b),(c),(d) 4官署の最近33年間の年降水量を11年ずつに区切って小さい順に並べ替えたグラフ

第12図は高知県内の4官署の最近33年間の年降水量を11年ずつに区切って小さい順に並べ替えたグラフである。4地点とも最近11年間の年降水量が増加していると見られるが、特に高知では大きな年降水量の値が増加している。

7. 赤池の情報量規準による最適モデル

高知、室戸、宿毛、清水の 1976-2008 年(33年間)の年降水量を11年ずつ第1期(1976-1986)、第2期(1987-1997)、第3期(1998-2008)に分ける。それぞれの期間の年降水量の平均値および分散について、①平均値も分散も等しい、②分散は等しいが、平均値は異なっている、③平均値は等しいが、分散は異なっている、④平均値も分散も異なっている、の4つのモデルを考え、赤池の情報量規準(Akaike Information Criterion, AIC)を求める。AIC の値が小さいほどモデルの適合性が高い。結果は第1表に示すとおりである。

第1表よりわかることは、いずれの地点のいずれの期間も、平均値、分散ともに変化はないとする AIC1 の適合性が最も良い (AIC が小さい)。このことから、3期間の中で平均値が変化したとか、分散が変化したとかは統計的には確言できないことがわかる。ただし、AIC1 の中では、高知・清水については、第3期を含む AIC の値が大きい (適

合性が悪い)。このことから、高知・清水の最近11年間の年降水量が、それまでの22年間とは少し違いが目立ってきていると言そうである。宿毛・室戸については、第3期といえども、それほどそれ以前と違ってきているとは言えない。

第1表 4地点の3期間における四つのモデルのAICによる適合性

AIC		AIC1	AIC2	AIC3	AIC4
モデルの性質		平均等分散等	平均不等分散等	平均等分散不等	平均不等分散不等
観測点と比較時期					
高知	1期と2期	163.3	165.3	165.1	167.1
高知	1期と3期	167.7	169.2	168.6	170.0
高知	2期と3期	168.7	170.4	170.3	171.9
室戸	1期と2期	159.7	161.7	161.7	163.7
室戸	1期と3期	160.2	162.0	162.2	164.0
室戸	2期と3期	159.7	161.5	161.7	163.5
宿毛	1期と2期	157.0	158.8	157.7	159.4
宿毛	1期と3期	154.4	154.8	156.1	156.5
宿毛	2期と3期	158.5	160.2	160.1	161.8
清水	1期と2期	162.9	164.9	164.2	166.2
清水	1期と3期	162.0	163.1	163.8	164.8
清水	2期と3期	165.1	166.6	167.1	168.5

注) 1期 (1976-1986), 2期 (1987-1997), 3期 (1998-2008)

結 論

高知県の4地点(高知, 室戸岬, 宿毛, 清水)の年雨量および高知と室戸岬の春夏(3月~8月)雨量と秋冬(9月~2月)雨量を検討した結果, 次のことがわかった。

1. 年降水量に関する回帰直線の勾配による長期と短期のトレンドは, 4地点とも長期的には減少, 短期的には増加となった。
2. Mann-Kendall 検定テストの結果では, 高知の1886年からの長期(123年)トレンドにおいて, Uc 値は両側95%の臨界率で年降水量の減少傾向が実証されたが, 古い方から順にデータを減少させていくと, 減少傾向は年とともに変化し, ここ十数年で増加から減少に急激に振れている。一方11年ごとの移動期間の Mann-Kendall テストの Uc 値は, 近年において大きなマイナス(減少)期間も存するものの, 長期的には増加傾向が認められた。
3. 高知の長期間の春夏雨量, 秋冬雨量ともに減少傾向が見られる。ただし, 11年移動分散による検討を行うと, 近年の分散が大きくなる方向に変化してきていることがわかる。同じように室戸岬について検討すると, 同様に春夏雨量, 秋冬雨量ともに減少傾向が見られる。しかし, 1991年以降の移動分散は漸増傾向にはあるが, それ以前ほど大きくはない。
4. 最近33年間の年降水量を11年ごとに順位づけをして並べ替えて比べると, 4地点とも最近の年降水量が増加傾向にあるが, 特に高知では大きな降水量が記録されてきていることがわかる。
5. 赤池の情報量規準(AIC)によるモデルの適合性の比較では, 4地点ともに1976-2008年の33年間では平均値も分散も変化してはいないというモデルの適合性がよかった。

使用したデータは気象庁の観測になるものであり, ここに謝意を表します。また, 本論文の内容は, 平成21年12月3日に高知大学で行われた農業気象学会中国四国支部と農林水産省の共催による問題別検討会(シンポジウム)で発表されたものに基づいていることを書き添えて, 農業気象学会中国四国支部・高知大学農学部准教授森牧人博士, 同安武大輔博士, 農林水産省近畿中国四国農業研究センターの柴田昇平氏へのお礼の言葉に代えさせていただきます。

参 考 文 献

- 近森秀高・永井明博・小室佳隆 (2009) : 日本全国における日降水特性の長期的経年変化, 応用水文21, 111-112.
- 近森邦英・紙井泰典 (2000) : わが国の年降水量の変動について, 農業土木学会誌 68(4), 37-40.
- 松田誠祐・祁 永強・大年邦雄・藤原 拓 (2001) : 確率降水量の推定法, 水文・水資源学会誌, 44(4), 307-316.
- 鈴木義一郎 (1995) : 情報量規準による統計解析入門, 講談社.
- Gan, T.Y. (1992) : Finding trends in air temperature and precipitation for Canada and North-eastern United States. In : G.W. Kite and K.D. Harvey (editors), Using Hydrometric Data to Detect and Monitor Climatic Change, Proceedings of the NHRI Workshop No.8,

National Hydrology Research Institute, Saskatoon, SK, 57-78.

Hirsch, R.M., Slack, J.R. and Smith, R.A. (1982) : Techniques of trend analysis for monthly water quality data. *Water Resources Research*, 18(1), 107-121.

Kanji, G.K. (2001): 100 Statistical Tests. Sage Publication, New Delhi, India, P.215.

Kendall, M.G (1975): Rank Correlation Methods, Charles Griffin and Co. Ltd., London, U.K.

Salas, J.D. (1993): Analysis and modeling of Hydrologic time series. In: D.R.Maidment (editor), Handbook of Hydrology, McGraw-Hill, Inc., New York, P. 19.1-19.72

Shahin, M., Van Oorschot, H.J.L. and De Lange, S.J. (1993) : Statistical Analysis in Water Resources Engineering. A.A.Balkema, Rotterdam, Netherlands, P.394.

平成21年 (2009) 12月15日受理

平成21年 (2009) 12月31日発行