

Chow test による熊本市気温変動の構造変化の検出について

崇城大学 工学部 学生員 ○仲村 穰次

崇城大学 工学部 正 員 田代 敬大

1. はじめに

地方都市においても温暖化現象は進行しているが、その現象は不明な点が少なくないものと推察される。

本研究は熊本気象台の開設以来の観測データを基に、Chow test をステップワイズ的に適用することにより、日平均気温平均、日最低気温平均、日最高気温平均（年平均）の気温変動の「構造変化」の有無を統計的に検討するものである。

2. Chow test の概要

Chow test は時系列データに1本の回帰曲線をあてはめた方が良いか（構造変化なし）、2本の回帰直線をあてはめた方が良いか（構造変化あり）を検定する手法である。

対象期間の全データの回帰直線を次式と想定する。

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

これに対し、構造変化年を t_0+1 とすると、その前後で分割したデータに2本の回帰直線式を想定する。

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (t \leq t_0) \quad (2)$$

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_t + v_t \quad (t > t_0) \quad (3)$$

この検定は2段階で行われる。まず、誤差項 u_t 、 v_t の等分散性の検定で、これには通常の等分散性の F 検定が用いられる。この検定で等分散性が採択されれば、次の帰無仮説 H_0 と対立仮説 H_1 が検定される。

$$H_0: \beta_0 = \gamma_0 \quad \beta_1 = \gamma_1$$

$$H_1: H_0 \text{でない}$$

式(1)～式(3)の残差2乗和をそれぞれ S_0 、 S_1 、 S_2 とし、全データ数 T 、パラメタ数 k とすると、帰無仮説 H_0 の下でChow検定量

$$F = \frac{\{S_0 - (S_1 + S_2)\}/k}{(S_1 + S_2)/(T - 2k)}$$

は自由度 $(k, T - 2k)$ の F 分布に従う。ここで、ステップワイズ的に t_0+1 をずらしながらChow testを繰り返せば、構造変化の有無とその年次が検討できることになる。

なお、対象期間での等分散性が有意水準5%で採択されたので、以下はChow検定量について記述する。

3. 日平均気温平均の構造変化¹⁾

対象データは、熊本気象台の開設1891年（明治24年）から2004年までの $T=114$ の年次データである。

日平均気温平均のChow検定値の推移は図1のようになる。有意水準5%の F 値3.079（有意水準0.1%の F 値は7.361）を大きく上回る高い F 値を示しているが、特に1920年代～1940年代では著しく高く、この期間までに構造変化が生じたのはほぼ確実である。

ここでは機械的に F 値が最も高い1947年を「構造変化年」とみなし、日平均気温平均の推移と各回帰直線を書き入ると図2のように示される。前半部分のほぼ水平な回帰直線に対し、後半部分は急激な気温上昇を示す回帰直線となっている。

各回帰直線式は、次式ようになる。

$$\text{1891} \sim \text{1947 年} \quad r = 0.147 \quad r^2 = 0.022 \quad DW = 1.977$$

$$y_t = 15.5767 - 0.0036 x_t$$

$$(145.437) \quad (-1.106)$$

$$\text{1948} \sim \text{2004 年} \quad r = 0.667 \quad r^2 = 0.445 \quad DW = 1.655$$

$$y_t = 14.1852 + 0.0255 x_t$$

$$(58.323) \quad (8.644)$$

ここに、 y_t は気温平均、 x_t は年次（前半は1891年を $x_t = 1$ 、後半は構造変化次年を $x_t = 1$ ）であり、()内は t 値、 r は相関係数、 DW はダービン・ワトソン比である。

興味深いのは、後半部分の気温勾配の回帰係数が有意水準5%で有意なのに対し、前半部分のそれは有意とはならないことである。また、 DW 比が2に近いことより誤差項の系列相関も無いことになる。すなわち、1891～1947年までは、平均一定、分散一定、系列相関なしの定常過程だったのに対し、1948年以降は非定常過程へと移行したことになる。

4. 日最低気温平均の構造変化²⁾

最低気温平均のChow検定値の推移は図3のようになる。これも1910年代末～1940年代まで著しく高い F 値を示している。ここでも最高のChow値を示す1947年を構造変化年とすると日平均気温と同年となり、その前後の期間の回帰直線は次式となる。

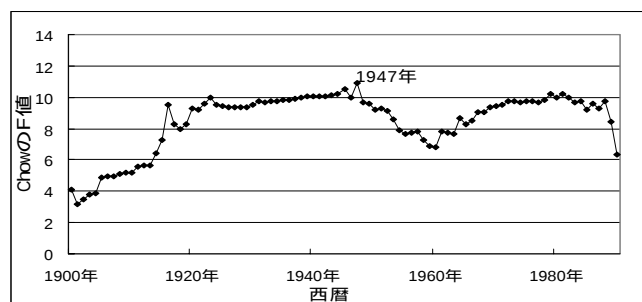


図1 平均気温の Chow 検定値の推移

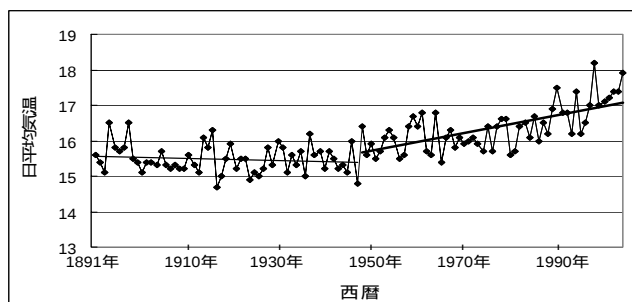


図2 平均気温の推移と構造変化前後の回帰直線

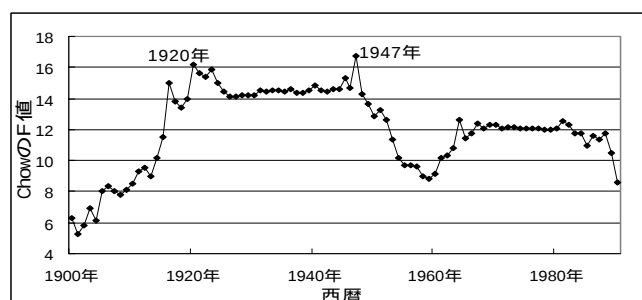


図3 最低気温 Chow 検定値の推移

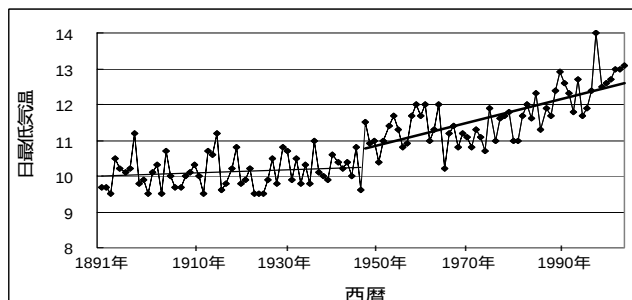


図4 最低気温の推移と構造変化前後の回帰直線

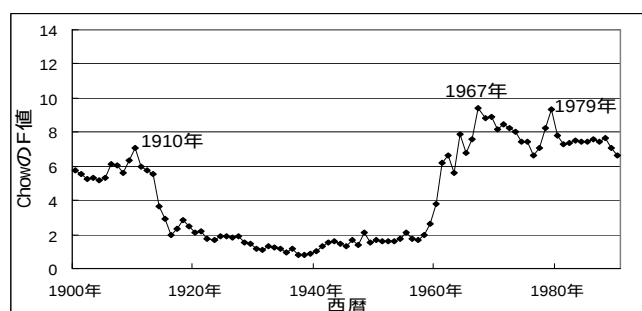


図5 最高気温 Chow 検定値の推移

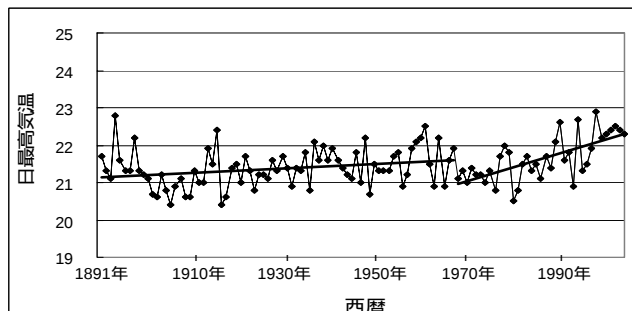


図6 最高気温の推移と構造変化前後の回帰直線

$$1891 \sim 1947 \text{ 年 } r = 0.154 \quad r^2 = 0.024 \quad DW = 1.919$$

$$y_t = 9.9922 + 0.0042x_t$$

(82.210) (1.152)

$$1948 \sim 2004 \text{ 年 } r = 0.714 \quad r^2 = 0.509 \quad DW = 1.496$$

$$y_t = 8.8886 + 0.0326x_t$$

(23.517) (7.554)

ここでも前半部分の気温勾配の係数が有意水準 5% で有意とはならず、定常的であったことになる。

5. 日最高気温平均の構造変化³⁾

最高気温平均の Chow 検定値の推移は図 4 のように前二者とは異なり、1910 年以前でやや高く、1960 年代以降で高い。これも最高の Chow 値の 1968 年を構造変化年とすると、前後の回帰直線は次式となる。

$$1891 \sim 1967 \text{ 年 } r = 0.258 \quad r^2 = 0.067 \quad DW = 1.839$$

$$y_t = 21.1514 + 0.0058x_t$$

(186.715) (2.315)

$$1968 \sim 2004 \text{ 年 } r = 0.676 \quad r^2 = 0.458 \quad DW = 1.957$$

$$y_t = 18.0536 + 0.0374x_t$$

(27.181) (5.434)

最高気温の気温勾配は、前後半ともに有意水準 5% で有意となった。

6. おわりに

熊本气象台開設以来の 114 年間の日平均気温・日最低気温・日最高気温の年平均データを対象に、Chow test を実施すると、平均気温・最低気温はきわめて高い水準で、最高気温も高い水準で構造変化が生じていたことが検出された。構造変化は最低気温、平均気温、最高気温の順で生じていた可能性が高い。いずれも構造変化後は急激な気温上昇を示し、平均・最低気温では構造変化が生じる以前は定常的であった可能性が示唆された。

1) 気象庁ホームページ資料 2) 3) 熊本气象台資料