

大都市における都市気温の構造変化に関する研究

—36観測所1891–2004の114年間データに基づいて (1) —

田代 敬大* 上野 賢仁**

A Study on Structural Changes of Urban Air Temperature in Large Cities

— **On the Basis of Data at 36 Observatories for 114 Years of 1891-2004 (1)** —

by

Takahiro TASHIRO*, Takahito UENO **

要旨

わが国では都市部の観測所を中心に100年以上の気温データが蓄積されている。本研究の目的は、そのような超長期気温データの統計分析を通して、わが国における都市の温暖化現象を表現することである。対象データは1891年から2004年までの114年間の日平均気温で対象観測所は36箇所であるが、本稿では大都市圏の5箇所の観測所を中心に検討する。主な結論は、次のとおりである。第1に、対象とした観測所すべての気温変動は、Chow Testにより、極めて高い確度で1本の回帰直線式よりも2本の回帰直線式で表現する方が妥当と判定され、対象期間の第2期つまり後半になって急激に気温上昇したことが判明した。第2に、1891年以前に開設された観測所での全データの2段階Chow Testにより、対象期間の違いによる結果の異同を示した。第3に、気温の構造変化を示す年次の多数の候補から一つの年次を選択する妥当性について、移動平均、HPフィルターというChow testとは異なる考え方により検討し、構造変化の年次の推定は概ね妥当ということが明らかとなった。これらにより、対象とした大都市圏の温暖化現象の表現とその根拠を提示した。

Key Words: 都市温暖化、超長期気温データ、統計分析、Chow test、HPフィルター

1. はじめに

わが国では、大都市から地方圏域に至るまで100年以上の気温データが蓄積されている観測所が少なくない。都市温暖化現象の解明のためには、まず、都市温暖化現象そのものを様々な見地から把握する必要があり、超長期的気温データの検討もその一つといえる。

ところで、気象に関する長期の時系列データの

分析は、通常、移動平均法や回帰分析が用いられるようである。回帰分析は気温上昇が数値的に表現されるという点で優れているけれども、多くの研究では1本の回帰直線で気温変動を表現することが多いようである。これに対して本研究室ではこれまで、過去の気温変動を1本の回帰直線で表現した方が良いのか2本以上の回帰直線で表現した方が良いのかをChow Testをステップワイズ的に用いて検討しており、熊本市の日平均気温、日最低気温、日最高気温を対象とした超長期分析と九州の主な県庁所在地の日平均気温を対象とした超長期分析を行っている¹⁾²⁾。

*崇城大学工学部エコデザイン学科准教授

**崇城大学工学部エコデザイン学科教授

本研究の目的は Chow Test を用いて、わが国における都市温暖化現象の新たな相を表現することである。すなわち、第 1 に、Chow Test により気温変動の「構造変化」の有無を検討することである。1 本の回帰直線よりも 2 本以上の回帰直線で表現した方が良いと判定されれば、その観測所の気温データは「構造的に変化した」とみなされることになる。第 2 に、構造的に変化した場合は 2 本の回帰直線を検討することにより、1 本の回帰直線との相違が検討できることになる。

使用データは気象庁ホームページ掲載の日平均気温の年次データで、気温表示の単位は摂氏である³⁾。可能な限り長期間の観測データが得られること、また、観測所間の比較ができるように、対象期間は 1891 年から 2004 年の 114 年間のデータとした。2004 年までとしたのは、2005 年から分析に着手したためである。対象期間のデータが完備する観測所は 36 観測所であるが、本稿では西暦 2000 年に 100 万人以上の大都市のうち日本の北部地域から南部地域までを代表させるために、主に東京、札幌、京都、大阪、福岡の大都市圏所在の観測所データを検討する。これらの都市気温の構造変化状況の事例的提示は、中小都市や地方圏域所在の観測所の検討の際にも先導的役割を果たすものと期待されるからである。

本稿の構成は第 2 章で本研究の分析手法を概観し、第 3 章で上記 5 都市の観測所データの超長期分析を行う。都市間比較を行う際にはこの第 3 章が中心的結果となるが、本研究で用いた手法に関する 2 つの課題の検討も補論的に行っておく。すなわち、第 4 章では対象期間の相違による分析結果を比較検討するため、1891 年以前に開設された 5 都市の観測所について開設時以降の期間について分析を行い、第 5 章では気温の構造変化を示す年次が多数の候補に上るとき、一つの年次を選択する妥当性について、移動平均、HP フィルターという Chow test とは異なる考え方により検討する。

2. 分析手順

本研究の分析は、次の手順により実施する。

第 1 段階 単一年次の Chow test

Chow test は計量経済学の分野で開発された手

法で、事後的観点から、時系列データに 1 本の回帰直線をあてはめた方が良いか、2 本の回帰直線をあてはめた方が良いかを検定する手法である。計量経済学の用語である‘構造変化’は、回帰直線のパラメータが変化することを意味している。

この検定に必要な数式は、表 1 のとおりである。対象期間の全データの回帰直線を式(1)と想定する。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 本の回帰直線式を式(2)、式(3)のように想定する。これらにより、次の帰無仮説 H_0 と対立仮説 H_1 が検定される⁽⁴⁾。

$$H_0: b_0=c_0 \quad b_1=c_1$$

$$H_1: H_0 \text{ でない}$$

帰無仮説 H_0 は「 t_0+1 年次前後で分割した 2 本の回帰直線が等しい、つまり 1 本の回帰直線である」ことを意味する。帰無仮説 H_0 の下で式(4)の Chow 検定量 F は自由度 $(k, T-2k)$ の F 分布に従う。以下、式(4)の Chow 検定量 F を F_C 値と表記する。

第 2 段階 Chow の F 値の推移と構造変化の判定

ここで、ステップワイズ的に t_0+1 を 1 年ずつずらしながら F_C 値を算出すれば、 F_C 値の推移図が得られ、有意水準 α_c の下で構造変化の有無とその年次が検討できることになる。ただし、直線回帰式では時系列両端の 4 箇年の F_C 値は算出されない。

表 1 Chow test の概要

1 本の回帰直線	$y_t = a_0 + a_1x_t + \varepsilon_t$	(1)
2 本の回帰直線	$y_t = b_0 + b_1x_t + u_t \quad (t \leq t_0)$	(2)
	$y_t = c_0 + c_1x_t + v_t \quad (t > t_0)$	(3)
Chow の F 検定量	$F = \frac{\{S_1 - (S_2 + S_3)\}/k}{(S_2 + S_3)/(T-2k)}$	(4)
ここに、		
y_t : t 年次日平均の年平均気温	x_t : t 年次	
a_0, b_0, c_0 : 定数項	a_1, b_1, c_1 : 気温勾配項	
ε_t, u_t, v_t : 誤差項	F : Chow の F 値	
T : 対象期間数	k : パラメータ数	
S_1 : 式(1)の残差 2 乗和	S_2 : 式(2)の残差 2 乗和	
S_3 : 式(3)の残差 2 乗和		

第3段階 構造変化の年次の決定

標準的な有意水準 $\alpha_c=1\%$ や 5% の下では、それらに対応する F_c 値を超える年次が多数に上ることがある。その場合は任意の年で期間分割可能となるが、ここでは敢えて 1 点を機械的に選択するために最大 F_c 値の年でデータを分割することにする。

もちろん、ここでの最大 F_c 値の年や構造変化年は全データを事後的にみて判定されることであって、それらの年次に決定的な何かが発生したということの意味するものではない。以下では、最大 Chow の F 値の年を「最大 F_c 値年」と定義する。なお、混乱を避けるため、構造変化年ではなく、最大 F_c 値年を主に使用することにする。

第4段階 2本の回帰直線の検計

このように全データを分割すると、前半の第1期間は 1891 年から最大 F_c 値年までとなり、後半の第2期間は構造変化年から 2004 年までとなる。回帰分析をこの 2 つの期間に適用すれば 2 本の回帰直線が得られ、各回帰直線について回帰係数が 0 という帰無仮説を有意水準 $\alpha=5\%$ で検定した²⁾。したがって本研究では、大別して Chow Test と回帰係数の検定という 2 種類の検定を行っている。回帰直線の年次 x_i は主に 1891 年を $x=1$ として 2004 年を $x=114$ として計算した。

3. 大都市における気温構造の変化状況

(1) No.14 東京

具体的分析手順を、東京を例として述べる。回帰直線の係数等は小数点以下の桁を多めにとった。小さな桁は実態的な数値というよりも、比較に便なように便宜的数値である。以下、図の横軸はすべて西暦であるが、比較できるようにできるだけ上下の図を揃えている。

STEP1 と STEP 2: F_c 値を算出し、図 1 のようにその推移図を作成する。 F_c 値は 1900 年代初頭に上昇したのち、漸次低下傾向を示している。図には有意水準 $\alpha_c=5\%$ と $\alpha_c=1\%$ の水平線を描き入れているが、これらの水平線より上方の F_c 値となる年次は、それぞれの有意水準で帰無仮説 H_0 が棄却されることになる。つまり、2 本の回帰直線で表現した方が妥当となる。

STEP3: 図 1 では有意水準 $\alpha_c=1\%$ でほとんど

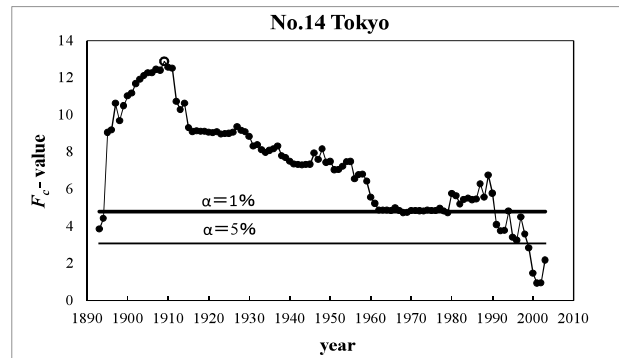


図1 東京のChowの F 値の推移

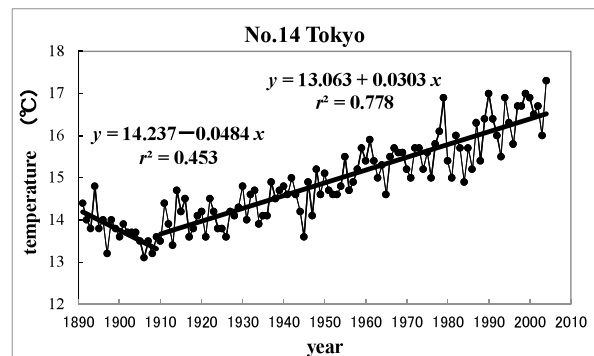


図2 東京の気温変動と2本の回帰直線

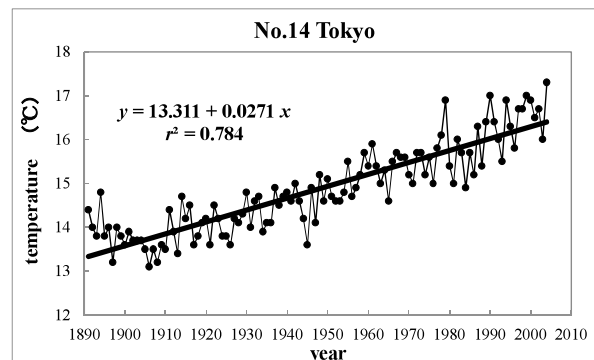


図3 東京の気温変動と1本の回帰直線

の年次で有意となり、どの年次で分割点を選択してもよいことになる。これらのなかから 1 年を選択するために、本研究では便宜的に最大 F_c 値をとる年次で分割し、その翌年を「構造変化年」と定義する。すなわち、図 1 での最大 F_c 値となる年次は 1909 年、構造変化年は 1910 年となる。データの分割は 1891 年から最大 F_c 値の年次 1909 年までを第 1 期、構造変化年 1910 年から 2004 年までを第 2 期とする。なお、最大 F_c 値 = 12.879 で形式的に計算すると、有意確率 P 値つまり $Prob(F_{cMAX} \leq F_c) = 9.4 \times 10^{-6}$ となり、極めて高い確度で構造変化があったことになる。

STEP4 : 第1期データと第2期データのそれぞれに回帰直線を当てはめると、図2のようになる。対象期間の114年間のデータを事後的にみると、東京では1891年から1909年までは $b_1 = -0.0484$ のように気温低下を示し、1910年からは $c_1 = 0.0303$ のように気温上昇を示すことになる。回帰直線は有意水準 $\alpha = 5\%$ で回帰係数の検定を実施しているが、いずれも有意である。参考までに、1本の回帰直線式を図3に示している。気温勾配項を比較すると、図3の1本の回帰直線の $a_1 = 0.0271$ に対して、図2の第2期 $c_1 = 0.0303$ はそれを大きく上回る急激な気温上昇を示していることになる。

比較的長い第2期間の気温変動をさらに細かく回帰直線で表現するとすれば、第4章に示すように、第2期間を新たな対象期間として第2章の分析を繰り返せばよい。この分析はやや機械的ではあるものの、データ分割点を恣意的に選択するのではなく、統計的に選択する手法だからである⁽³⁾。

(2) No.2 札幌

同様に、札幌の場合の F_c 値の推移図は図4のようになる。 F_c 値は全般的に低い値で推移しているが、1913年と1988年に2つのピークを示している。これも機械的に最大 F_c 値の1988年でデータを分割すると、気温変動と2本の回帰直線は図5のように示される。気温勾配は図6の1本の回帰式の $a_1 = 0.0227$ に対して、第1期では $b_1 = 0.0200$ 、上方にジャンプした第2期では $c_1 = -0.0275$ となる。ただし第2期の気温項は有意水準 $\alpha = 5\%$ で有意ではなく、回帰直線は水平である可能性がある。

このようなタイプの都市温暖化をどのように評価するかは難しい面がある。1980年代末の気温ジャンプを無視すれば図6のような1本の回帰直線の係数 $a_1 = 0.0227$ となり、気温のジャンプつまり構造変化を重視すれば長い第1期間の回帰直線の $b_1 = 0.0200$ も妥当となろう。あるいは気温ジャンプの構造変化は認めるが、温暖化傾向は一定と仮定すれば、ダミー変数を導入した回帰直線も考えられ、図7のように示される。ダミー変数の係数 0.4767 はジャンプ幅を示して $\alpha = 1\%$ で有意であり、全体を通しての気温勾配は 0.0199 となる。

本研究の立場からは、素直に気温変動を表現しているという意味で、1989年までは $b_1 = 0.0200$ で都市温暖化が進行し、その後何らかの理由で気

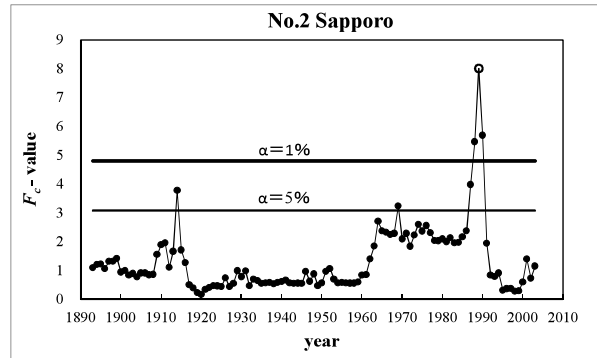


図4 札幌のChowの F_c 値の推移

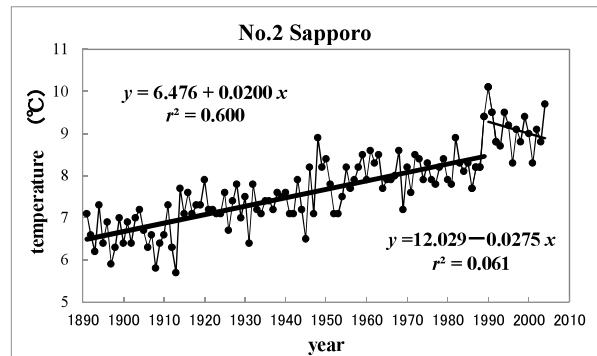


図5 札幌の気温変動と2本の回帰直線

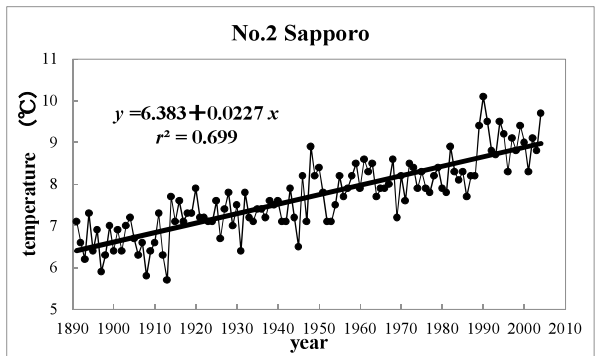


図6 札幌の気温変動と1本の回帰直線

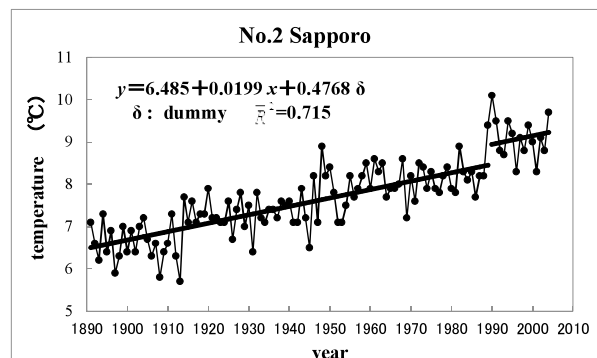


図7 札幌の気温変動とダミー変数の回帰直線

温が上方にジャンプして高止まりしているとみなすことにする⁽⁴⁾。

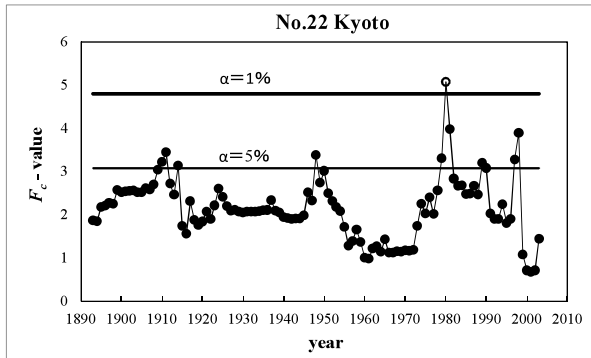


図8 京都のChowのF値の推移

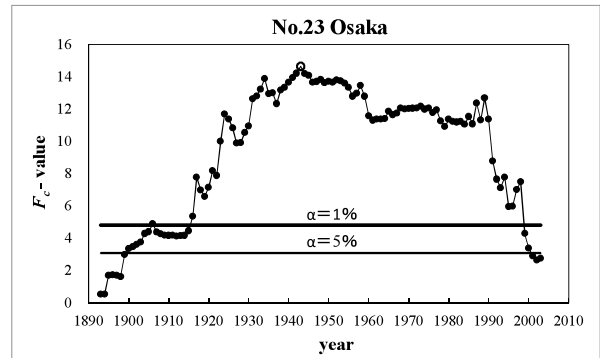


図11 大阪のChowのF値の推移

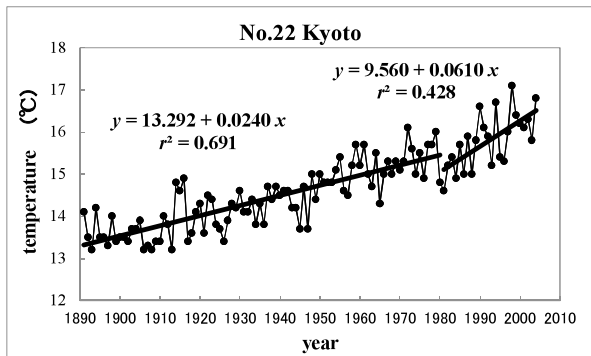


図9 京都の気温変動と2本の回帰直線

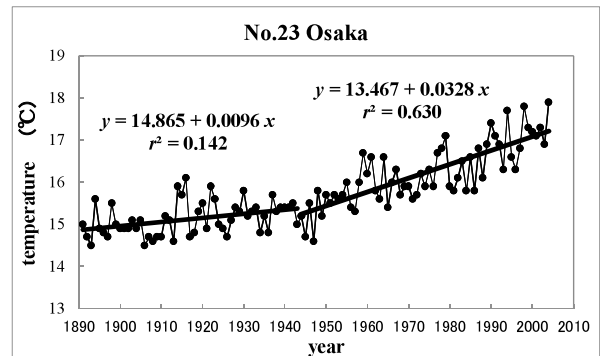


図12 大阪の気温変動と2本の回帰直線

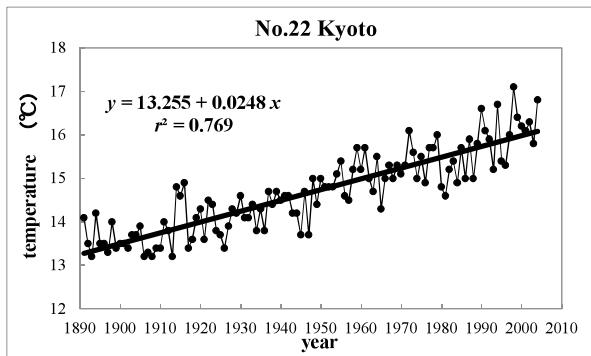


図10 京都の気温変動と1本の回帰直線

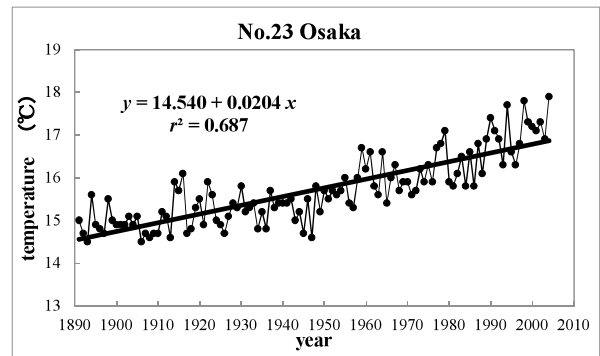


図13 大阪の気温変動と1本の回帰直線

(3) No.22 京都

京都の F_c 値の推移は、図8のようになる。この図は札幌の図4と類似しているが、1911年と1980年に2つのピークを示している。

最大 F_c 値の1980年でデータを分割すると、気温変動と2本の回帰直線は図9のように示される。2本の回帰直線の気温勾配項はともに有意であり、ともに気温上昇を示しているが、第2期ではより大きな気温上昇を示している。気温勾配を比較すると、図10の1本の回帰直線式の $a_1 = 0.0248$ に対して、図9の第2期では $c_1 = 0.0610$ となって前者を大きく上回っている。

(4) No.23 大阪

大阪の F_c 値の推移は図11のようになり、 F_c 値は1930年代まで上昇した後、1980年代後半まで非常に高い水準に留まり、その後低下している。

最大 F 値の1943年でデータを分割すると、気温変動と2本の回帰直線は図13のように示される。京都と同様に、第1期で $b_1 = 0.0096$ と穏やかに気温が上昇し、第2期では気温勾配は $c_1 = 0.0328$ と非常に大きくなっている。ともに有意な気温上昇である。図13の1本の回帰直線式の気温勾配 $a_1 = 0.0204$ と比較すると、図12の第2期では $c_1 = 0.0328$ のように前者を大きく上回っている。

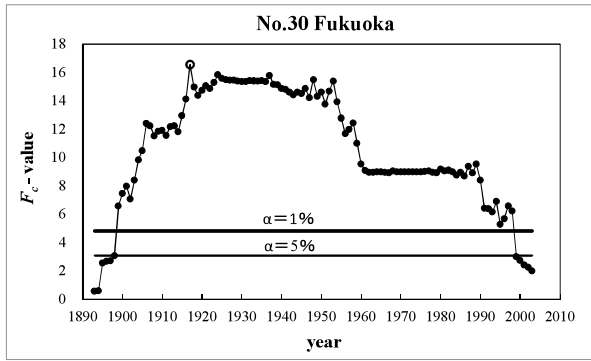


図14 福岡のChowのFc値の推移

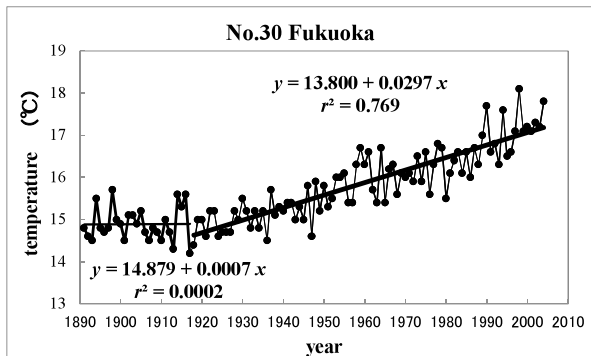


図15 福岡の気温変動と2本の回帰直線

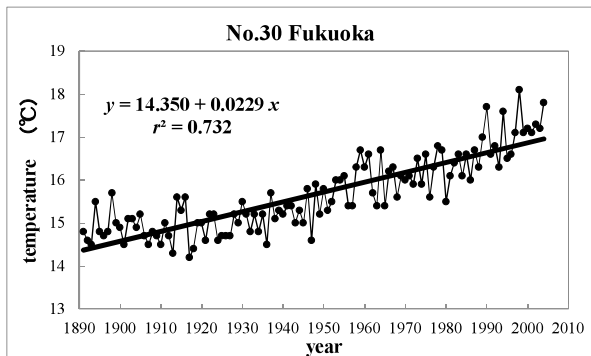


図16 福岡の気温変動と1本の回帰直線

(5) No.30 福岡

福岡の場合のFc値の推移を図14に示す。大阪の図11にやや類似しているが、Fc値は1910年代まで上昇した後、1950年代後半まで非常に高い水準に留まり、その後低下するものの比較的高い水準に留まっている。

最大Fc値の1917年でデータを分割して、気温変動と2本の回帰直線を示したのが図15である。気温勾配は第1期では $b_1=0.0007$ で有意ではなくて水平の可能性があり、第2期では $c_1=0.0297$ と急上昇している。第2期での気温勾配は、図16の1本の回帰直線の $a_1=0.0229$ を上回っている。

以上のように、西暦2000年で人口100万人を越える大都市ではいずれも高い確度で「構造変化あり」と判定され、札幌を除けば、後半部の回帰直線の気温勾配が急激に上昇することが示されている。この急激な気温上昇は、1本の回帰直線で示される気温勾配よりもかなり上回っている。

4. 観測開始以降の気温変動の構造変化

本研究によるChow testの結果は対象期間の取り方により、異同が生じる可能性がある。特に最大Fc値年が変化するかどうかは興味深いところである。ここでは各観測所の開設時から2004年までのデータを対象とし、前章結果と比較検討する。

(1) 対象期間の相違による結果の比較検討

5都市の観測所の開設は、東京1876年、札幌1877年、京都1881年、大阪1883年、福岡1890年である。各開設時以降2004年までのデータを対象にChow testをステップワイズ的に適用すると、すべての都市で「構造変化あり」と判定された。

表2は最大Fc値年とその前後で分割したデータの気温勾配の回帰係数を示したものである。前章の1891~2004年と開設時~2004年の最大Fc値年を比較すると、東京は1909年から1904年へと少し前に変化し、札幌は1989年から1913年へ、京都は1980年から1891年へと大きく隔たった年次へ変化している。これに対し、大阪と福岡はデータ数の違いにもかかわらず変化していない。

大阪のFc値の推移状況は図17のとおりであり、1891~2004年と開設時~2004年との推移は類似していることがわかる。

(2) 東京・札幌・京都の2段階Chow test

対象期間の相違により最大Fc値年が一致しな

表2 開設以降データによる構造変化

	最大Fc値年		開設時以降の気温勾配	
	1891年~2004年	開設時~2004年	前半 b_1	後半 c_1
東京	1909年	1904年	0.0045	0.0309
札幌	1989年	1913年	-0.0292	0.0217
京都	1980年	1891年	0.0855	0.0252
大阪	1943年	1943年	0.0115	0.0336
福岡	1917年	1917年	-0.0007	0.0229

注) 下線の回帰係数は $\alpha=5\%$ で有意

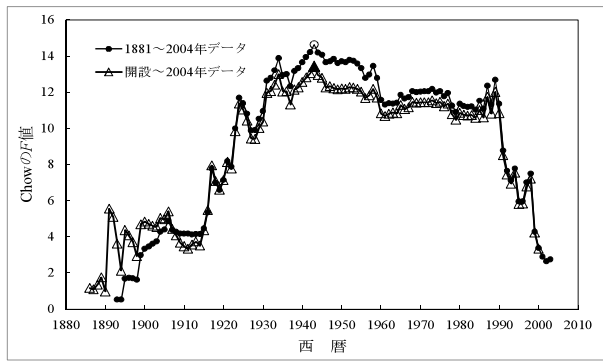


図 17 大阪の F_c 値の推移

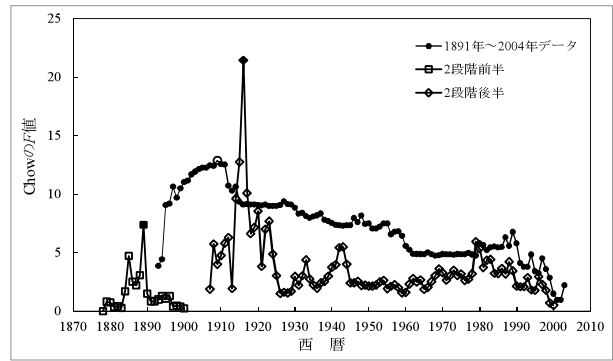


図 18 東京の F_c 値の推移 (2 段階 Chow test)

表 3 2 段階 Chow test の結果概要

	第1段階目 前半		第1段階目 後半			
	第2段階目	第2段階目の気温勾配	第2段階目	第2段階目の気温勾配		
	最大 F_c 値年	前半 b_1	後半 c_1	最大 F_c 値年	前半 b_1	後半 c_1
東京	1889年	-0.0367	-0.0643	1916年	0.1122	0.0322
札幌	1885年	-0.2333	-0.0344	1989年	0.0167	-0.0275
京都	なし	0.0855		1980年	0.0246	0.0610

注) 下線の回帰係数は有意水準 5% で有意

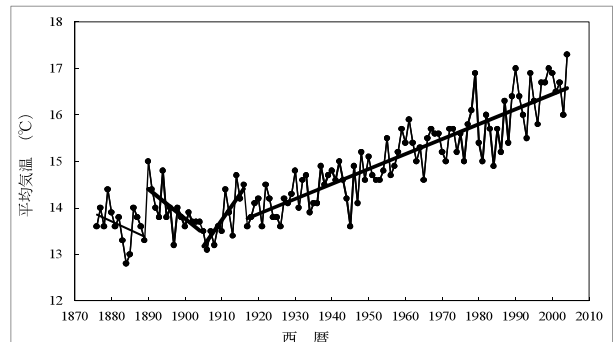


図 19 東京の気温変動と 4 本の回帰直線 (2 段階)

った東京、札幌、京都について、2 段階 Chow test を実施する。すなわち、開設以降データの最大 F_c 値年の前後でデータを分割し (表 2 が第 1 段階目となる)、さらに第 2 段階目の Chow test をステップワイズ的に実施する。

表 3 はこの 2 段階 Chow test の結果一覧である。東京、札幌は第 1 段階目の前後半データともに第 2 段階目も「構造変化あり」と判定され、更に 2 本の回帰直線で表現されるので、全部で 4 本の回帰直線によって表現される。京都の第 1 段階目後半データは 2 分割されるものの、第 1 段階目前半データの第 2 段階目は「構造変化なし」となったため、回帰直線は 3 本で表現するのが妥当であろう。

これらの具体的状況を図 18~図 23 に示す。まず東京において、図 18 は開設以降データの第 1 段階目の最大 F_c 値年の 1904 年でデータを分割したのち、第 2 段階目の F_c 値の推移図を示している (第 1 段階の最大 F_c 値年前後の 4 年間は F_c 値が算出できないため空欄となる。参考のため 1891~2004 年データの F_c 値推移も示している)。

第 2 段階では分割した前半部は 1889 年が最大 F_c 値年であり、分割の後半部は 1916 年が最大 F_c

値年となっている。したがって、回帰直線のための第 2 段階でのデータ分割期間は 1876~1889 年、1890~1904 年、1905~1916 年、1917~2004 年の 4 期間となる。開設以降データの気温変動とこの 4 期間の回帰直線を示したのが、図 19 である。1876~1889 年の気温勾配は有意でないが、その他の期間の回帰係数は有意である⁵⁾。

同様に、札幌の場合は第 1 段階の最大 F_c 値年の 1913 年でデータを分割した第 2 段階目の F_c 値の推移図は、図 20 のように示される。第 1 段階前半部の第 2 段階目の最大 F_c 値年は 1885 年となるが、興味深いのは後半部の最大 F_c 値年は 1989 年となって前章の 1891~2004 年データの場合と一致することである。開設以降データは、1877~1885 年、1886~1913 年、1914~1989 年、1990~2004 年と分割されることになり、気温変動と 4 本の回帰直線は図 21 のように表現されることになる。ただし、図 5 と同様に 1990~2004 年の回帰直線の気温勾配は有意でない。

京都の場合は、第 1 段階の最大 F_c 値年の 1891 年でデータを分割した第 2 段階目の F_c 値の推移は、図 22 のようになる。

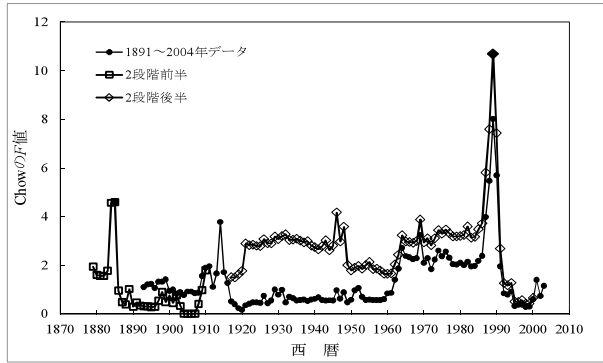


図 20 札幌の F_c 値の推移 (2 段階 Chow test)

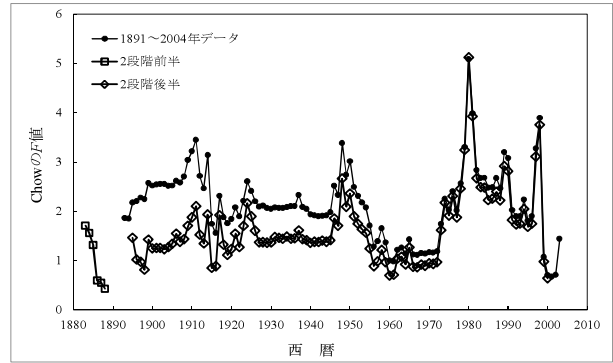


図 22 京都の F_c 値の推移 (2 段階 Chow test)

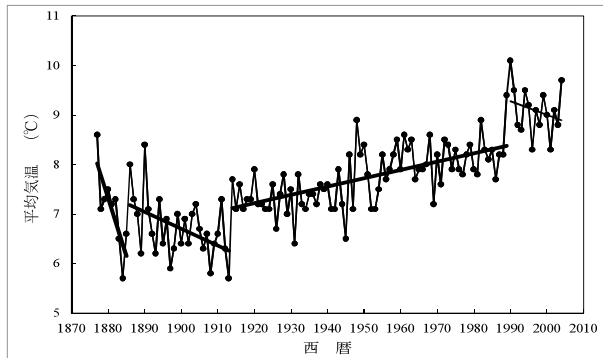


図 21 札幌の気温変動と 4 本の回帰直線 (2 段階)

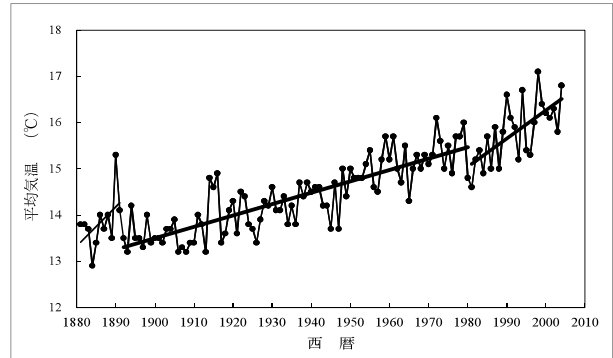


図 23 京都の気温変動と 3 本の回帰直線 (2 段階)

分割データ前半部の第 2 段階目では「構造変化なし」と判定され、後半部では前章の 1891~2004 年データと同じ 1980 年が「構造変化あり」の最大 F_c 値年となる。したがって、1881~1891 年、1892~1980 年、1981~2004 年の 3 分割の回帰直線の表現が妥当となり、図 23 のように示される。

このように対象期間が異なる場合の最大 F_c 値年は、大阪や福岡のように一致することもあれば、東京、札幌、京都のように異なることもある。ただ、2 段階 Chow test を実施すれば、札幌および京都の後半の最大 F_c 値年は札幌 1988 年、京都 1979 年となり、1891 年以降データの最大 F_c 値年と一致する場合もある。

5. 移動平均、HP フィルターと Chow test

ところで、Chow test は東京、大阪、福岡等にみられるように、中規模以上の都市や日本南部の諸都市では感度が良過ぎるという難点があり、構造変化年の特定に迷うことがある。本章では移動平均、Hodrick-Prescott フィルター (以下、HP フィルター) という Chow test とは異なる考え方

により、構造変化年の推定を検討する。対象期間は 1891~2004 年である。

HP フィルターは計量経済学で開発された手法で、時系列データ y_t をトレンド成分 S_t とサイクル成分 C_t とに分解するものであり、次式を最小化するように S_t を定めるものである。

$$\sum_{t=1}^T (y_t - S_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \{(S_{t+1} - S_t) - (S_t - S_{t-1})\}^2$$

第 1 項はサイクル成分の 2 乗の総和、第 2 項はトレンド成分の 2 階階差の 2 乗の総和とスムージングパラメータ λ である。 λ を大きく設定するほど線形トレンドに近づくことになる⁽⁶⁾。

図 24、図 25、図 26 は横軸を西暦とした 27 年移動平均、 $\lambda=1000$ の HP フィルター、Chow test の熊本の例であり、図 27、図 28、図 29 は福岡の例である。移動平均の図では上方が気温変動と移動平均 (左目盛)、下方の波は残差系列であり (右目盛)、HP フィルターでは上方が気温変動とトレンド成分 (右目盛)、下方の波はサイクル系列である (左目盛)。移動平均と HP フィルターのトレンドは類似していることがわかる。Chow test の図は最大 F_c 値年前後の回帰直線 2 本を示している。最

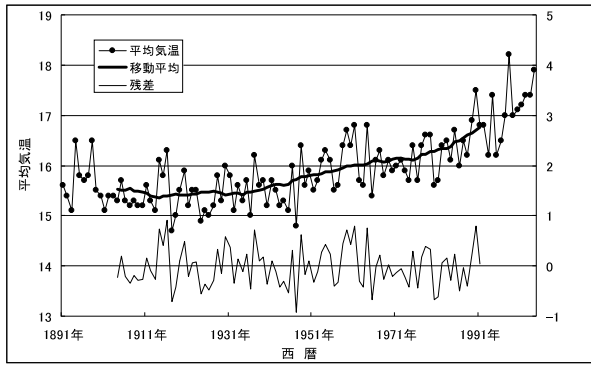


図 24 27 年移動平均 (熊本)

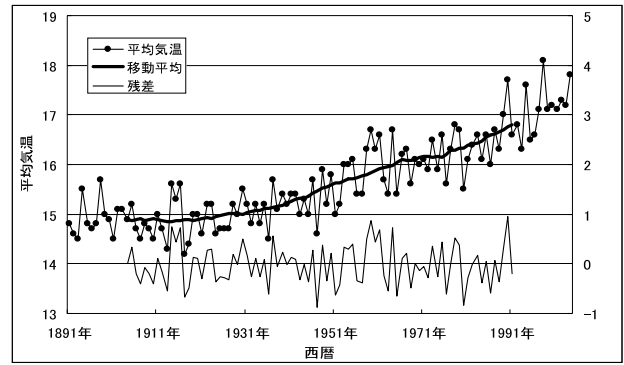


図 27 27 年移動平均 (福岡)

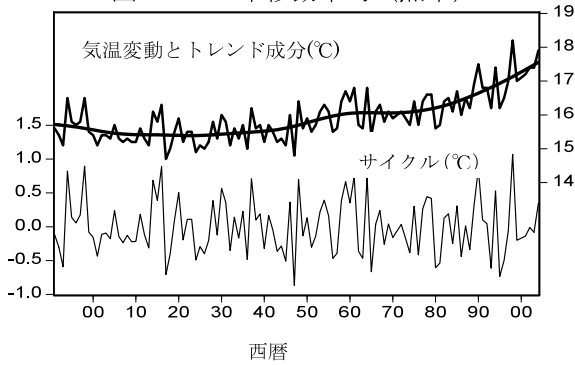


図 25 $\lambda=1000$ の HP フィルター (熊本)

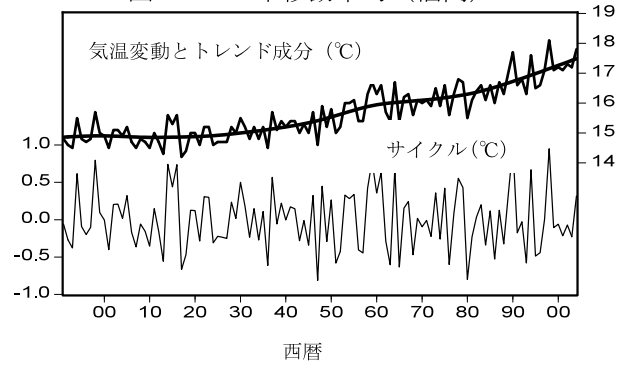


図 28 $\lambda=1000$ の HP フィルター (福岡)

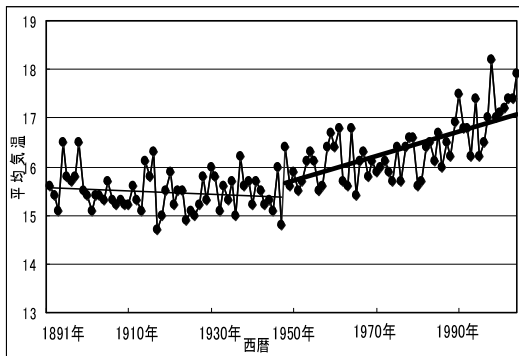


図 26 Chow test の構造変化と回帰直線 (熊本)

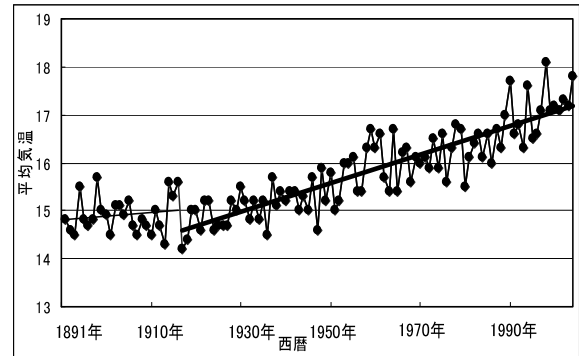


図 29 Chow test の構造変化と回帰直線 (福岡)

大 F_c 値年は、熊本 1948 年、福岡 1917 年である。

視察による確認とはいえ、移動平均と HP フィルターのトレンドは大局的には最大 F_c 値年前後において熊本の 1940 年代後半、福岡の 1910~20 年代頃に大きな転換点を見当付けることができる。すなわち、大きな項数の移動平均、HP フィルターを援用することにより、Chow test において構造変化年を「最大の Chow の F 値を示す年次」から推定しても概ね妥当であるものと推察される⁽⁷⁾。

6. おわりに

本論文の主要結果は、次のとおりである。

第 1 に、Chow test により、東京、札幌、京都、大阪、福岡の大都市の観測所の気温変動は、極めて高い確度で、1 本の回帰直線式よりも 2 本の回帰直線式で表現する方が妥当と判定された。

第 2 に、札幌を除き、対象とした大都市の気温変動は、対象期間の第 2 期つまり後半になって急激に気温上昇したことが判明した。札幌の気温は 1980 年代末に上方にジャンプしている。

第 3 に、札幌を除く 4 都市の第 2 期の気温上昇は 1 本の回帰直線の気温勾配よりも大きくなった。都市温暖化は従来考えられていたよりも 20 世紀

後半において急激に上昇したことになる。

第4に、対象期間の違いによる Chow test の構造変化年次の特定化の異同を検討した。大阪や福岡のように最大 F_c 値年が一致することもあれば、東京、札幌、京都のように異なることもある。基本的にはデータ構造の性格によると推察されるが、後者でも多段階の Chow test を繰り返せば、構造変化の年次が一致する可能性があることを示した。

第5に、 F_c 値が非常に高い状態が続く場合に気温構造変化年次の特定に最大 F_c 値年を用いる妥当性については、多項数の移動平均や HP フィルターを併用すれば、妥当かどうかを見当づけられることを示した。

残された課題は多いが、まずは第2章と同様の検討を他の中小規模都市や地方圏域の観測所データを用いて比較検討することである。

謝辞

本研究はエコデザイン学科田代研究室の卒業研究が基になっている。平成17年度卒の小島周太君、仲村穰次君、宮西隼矢君、平成18年度卒の川口大介君、藤本一精君、藤山達郎君、本田竜君、平成19年度卒の内山周太君、平成23年度卒の須藤徹君、藤田幸利君の卒業研究である。膨大な作業を行ってくれた諸君に、記して謝する次第である。

工学部宇宙航空システム工学科の橋本毅教授、建築学科の村田泰孝准教授からは貴重なご意見を多数いただいた。感謝の意を表します。

注

- (1) 厳密には、Chow test 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、通常のエラー項の 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、Chow の F 値が検定される。なお、本研究のほとんどの対象観測所と期間で等分散性が有意水準 $\alpha=5\%$ で採択され、また、等分散性が否定された年次は Chow test の判定から除外したので、以下では Chow の検定量 F についてのみ記述する。
- (2) 回帰係数の検定で「有意水準 $\alpha\%$ の下で、回帰係数がゼロという帰無仮説が棄却される」場合は、慣行に従って単に「有意」と表現した。また、「有意でない」場合は、厳密には「帰無仮

説は棄却（否定）できない」「回帰係数が0でないとはいえない」等々の表現になるが、煩雑になるので「有意でない」「回帰直線が水平の可能性はある」等の表現を用いた。

- (3) それらを踏まえて、東京に甚大な被害をもたらした関東大震災（1923）、第2次世界大戦末の戦争災害（1944—1945）など、東京の土地利用に重大な変更をもたらした歴史的な事件を位置づけて期間分割するのが望ましいと思われる。
- (4) 1980年代末に地球規模での気温が上方にジャンプしたことはよく知られている。図7に示したダミー変数を導入した回帰直線式も興味深い。温暖化傾向が一定であるという保証はないし、ダミー変数の係数が有意でなければ、結局、図5ないし図6の式を採用することになる。
- (5) 第2段階目の前半の回帰直線の気温勾配は有意でないので、第1段階目の前半は分割せずに1本の回帰直線で表すことも考えられる。
- (6) Hodrick と Prescott は経済データの検討より年次データでは $\lambda=100$ を推奨しているが、平均気温の場合に妥当かどうかは不明である。そこで、移動平均と比較すること等により、 λ の特性を試行錯誤的に検討し、本研究の目的のためには $\lambda=1000$ 程度が妥当とみなした。
- (7) 移動平均は項数を増加させるほど両端部の欠損年次は増加するという難点があり、HP フィルターは両端付近ではトレンド系列にサイクル系列が混入するという短所が指摘されている。構造変化年が対象期間の両端部に近い位置の場合は（例えば1980年代末の気温ジャンプ）、移動平均、HP フィルターともにその劇的な変化を追従しきれず、Chow test の構造変化年次の特定化を検証できない。

参考文献

- 1) 田代敬大「熊本市の長期気温変化について—日本における長期気温データの統計的研究（その1）—」崇城大学紀要第37巻第1号、平成24年3月
- 2) 田代敬大、上野賢仁、森山総之、片山哲朗「九州主要都市の長期気温変化について—日本における長期気温データの統計的研究（その2）—」崇城大学紀要第37巻第1号、平成24年3月
- 3) 気象庁HP 掲載データ <http://www.data.jma.go.jp/>