
 解 説

気温の時系列データから気象官署の移転にともなう影響を 補正する手法について

大野 浩史 *1・吉松 和義 *2・小林 健二 *1・
若山 郁生 *3・諸岡 浩子 *4・及川 義教 *1・
平原 翔二 *1・池田 友紀子 *5・齋藤 仁美 *1

1. はじめに

我が国における地球温暖化等の気候変化の状況を把握するためには、日本各地における長期間の均質¹な気温データが必要不可欠である。しかしながら、庁舎の移転により観測地点の移設をした気象官署では、時系列データとしての均質性が保証できないため気候の長期的な変化について解説をすることができなかつた。特に、地球温暖化の進行に伴い、日本全体だけでなく地域レベルでの気候の変化にも関心が高まっており、官署移転によって統計が切断された時系列データに適切な補正を施すことができれば、地方官署の解説業務にとっても有用であると考えられる。そこで気象庁では、各官署における気温の月平均統計値の時系列データに対して、移転の影響を取り除くための補正方法を考案し、国内各地における気候変化を解説する際のデータとして使用することとした。

本報告では気象庁で採用している補正方法について紹介を行う。次章以降の構成は以下のとおりである。第2章で採用した手法について概説し、第3章では補正を行う際に利用するデータの期間

について検討を行う。第4章で補正に対する簡単な評価結果と補正事例の紹介を行う。第5章では、十分な改善がみられなかった事例が僅かながらあったことから、その原因について考察する。最後の章でまとめを行う。

2. 補正の方法

本手法は、気象観測地点が移転することによって時系列データにステップ状の変化が生じたときのみ、その変化を除去することを目的としている。この除去すべき変化量を補正值として算出し、移転前の時系列データに足しこむことで、均質とみなせる時系列データを作成するものである。したがって、都市化にともなう観測環境の変化のように、その影響が連続的に変化していくものは補正されない。補正の対象は、月平均気温、月平均日最高気温、月平均日最低気温の三つの要素である。

時系列データの不均質性を除去するための手法はこれまで多く提案されており（各手法をレビューした文献として Peterson *et al.* (1998), Aguilar *et al.* (2003) など）、多くの手法は均質性が十分に

*1 地球環境・海洋部気候情報課 *2 福岡管区気象台技術部気候・調査課 *3 観測部観測課統計室（現 観測システム運用室）
*4 大阪管区気象台技術部気候・調査課 *5 仙台管区気象台技術部気候・調査課

¹Conrad and Pollak (1950) は均質な気候時系列データを、その変動の原因を気象あるいは気候の変動のみに帰することができるものとして定義しており、本報告でも「均質」という言葉を同様の意味で使用する。

保たれた近隣の観測地点を参照先として補正を行っている。例えば、米国大気海洋庁 (NOAA: National Oceanic and Atmospheric Administration) の国立気候データセンター (NCDC: National Climatic Data Center) が公開している全球歴史的気候ネットワーク (GHCN: Global Historical Climatology Network) 気温データベース (Peterson and Vose, 1997) は近隣の数地点の時系列データを利用した補正を行っている。今回紹介する手法も、他の観測地点の時系列データから補正値を推定するものである。

本稿で報告する補正の方法は、気象庁が 2000 年平年値 (世界気象機関の技術規則に基づき 2001 ~ 2010 年の期間で使用するために作成された平年値で 1971 ~ 2000 年の 30 年間の平均値として定義される) を算出した際に採用された主成分分析による方法 (観測部観測課統計室, 2001) に基づいている。これは、平年値の算出期間内に移転のあった気象官署の平年値を算出する際に、移転の影響を補正するために用いられたものである。気候変化の調査に利用可能な均質なデータを作成するため、この手法を観測開始まで遡ってあてはめた。2000 年平年値用の補正値の算出手法と本稿で述べる手法の違いは、算出に利用するデータ期間の長さのみで、次章で詳しく述べる。

以下に本手法の概略を記す。補正値は月ごとに算出するため、以下の手順を月ごとに行う。

はじめに、補正値を求める月 (m とする) に対して、移転のない全国の気象官署における月統計値の時系列データに対して主成分分析を行い、そのスコア $F_l(j)$ (第 l モードの j 年のスコアを示す。累積寄与率 90% までの主成分を採用) を求める。抽出された主成分は全国規模から地域規模までの様々なスケールの変動を表していると考えられる。

次に、移転した官署における m 月の月統計値の時系列 $Y(j)$ が下式の重回帰式で表現できると仮定する。

$$Y(j) = \sum_l a_l F_l(j) + bS(j) + e(j) \quad (1)$$

ここで、 $S(j)$ はステップ関数 (移転前が -0.5,

移転後が +0.5), $e(j)$ は残差項である。右辺の第一項は移転以外の要因による通常の経年変動、第二項は移転にともなう不連続を表し、重回帰分析により各項にかかる係数 a_l と b を残差が最小となるように決定し、得られたステップ関数の係数 b を移転の影響を除去するための m 月の補正値とする。主成分分析及び重回帰分析の計算は同一のデータ期間について行う。

3. 補正値を算出するために利用するデータの期間の長さ

2000 年平年値を算出する際は、平年値期間である 1971 ~ 2000 年の 30 年間で主成分分析及び重回帰分析を行い、補正値を算出した。直感的には、補正の前後で利用可能な限り十分に長い期間をとった方が精度よく補正値を推定できるように考えられる。しかしながら、最近移転した地点ではデータの蓄積を長期間待つ必要がある。また、抽出される第 1 モードの主成分には、地球温暖化や (全官署の平均的な) 都市化による気温の上昇傾向 (ヒートアイランド現象)、全国規模以上のスケールの年ごとの自然変動を表す、全国的に同符号で変動するパターンが現れることが予想される。これらのうち都市化の影響については、我が国では都市化が進んだ地域ほど、上昇トレンドが大きくなる傾向があるため (例えば Fujibe, 1995, 気象庁, 2008), 算出期間を長くすると、都市の規模の違いによる官署間の上昇トレンドの差が大きくなる。もし第 1 主成分のスコアが年ごとの自然変動を含まない単調増加であれば、官署間のトレンドの違いはスコアの定数倍として表現できるが、年々変動 (一般にトレンドの大きさよりも大きい) が加わると、例えば都市化が進んだ官署に対して補正を行う場合、上昇トレンドの一部がスコアの定数倍では表現できず、補正値が過大評価されてしまう恐れがある (逆に都市化が進んでいない官署に対しては過小評価の恐れがある)。

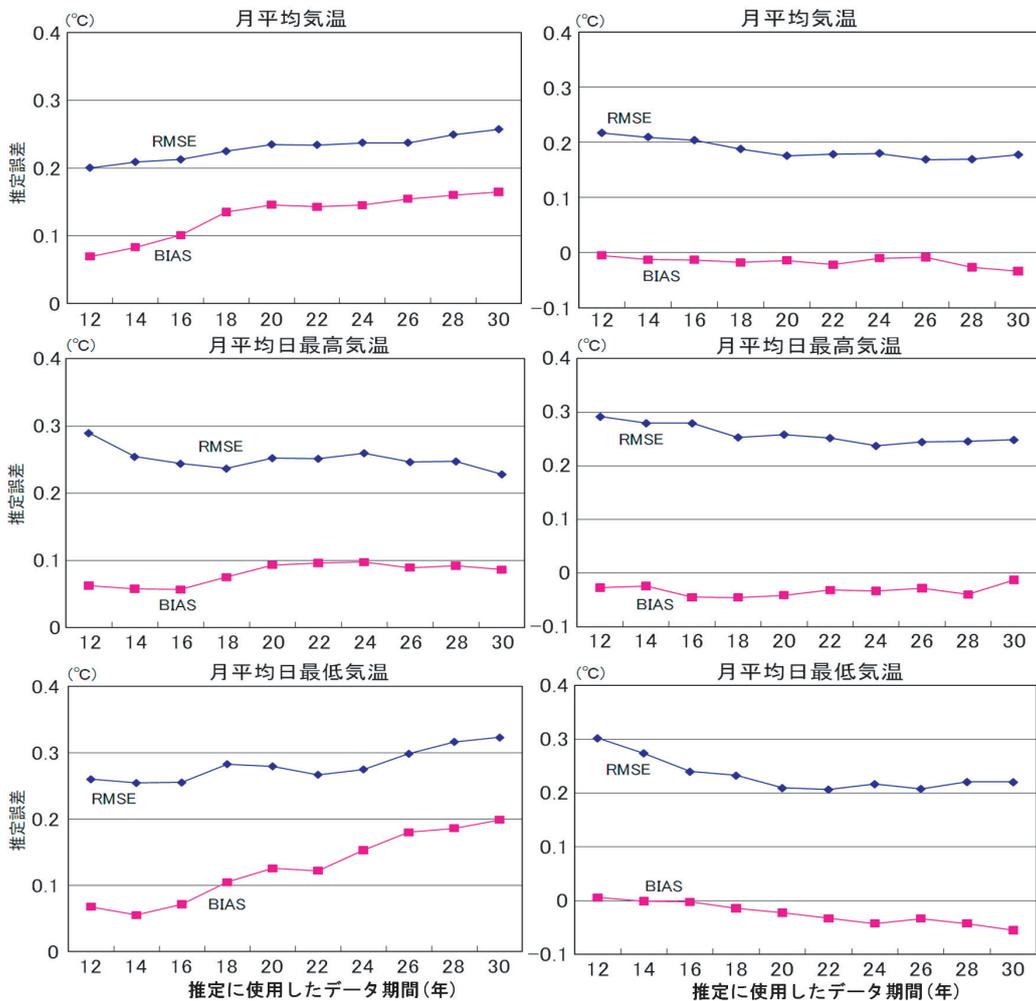
これらのことを考慮すると、どの程度の期間のデータを使って主成分分析及び重回帰分析を行い、補正値を算出するのがよいだろうか。

適切なデータ期間の検討を行うため、観測値に仮想的な段差を与えた模擬移転観測資料を作り、

このデータセットに対して補正值算出のシミュレーションを行なった。具体的には、都市化の影響が大きい官署（東京、大阪、福岡、以下大都市と呼ぶ）と小さい官署（寿都、飯田、浜田、以下中小都市と呼ぶ）の気温の時系列に対して、特定の年（1920, 1940, 1960, 1980年の4通り）以降に段差（±1.0, ±0.5, 0℃の5通り）を与えたデータを作成し、このデータに対する補正值を算出した。算出に使うデータの期間は移転年を中心に12～30年まで2年刻みで変え、期間ごとの推定精度を比較する。

第1図に結果を示す。ここで、BIASは求めら

れた補正值から仮想的に与えた段差を引いた値、RMSEは与えた段差と補正值との根二乗平均を、それぞれ大都市、中小都市ごとに平均したものである。大都市では期間を長くする方がBIASやRMSEが大きくなっていることから、都市化の影響により推定された補正值に悪影響が現れていると考えられる。この傾向は日最低気温で顕著で、都市化と気温の上昇トレンドの関係性が日最高気温に比べて日最低気温で大きい（Fujibe, 1995, 気象庁, 2008）ことと関係していると考えられる。一方、中小都市は、補正に使われる期間が長いほうが比較的誤差は少ないものの、16～18年以上



第1図 補正值の推定に使用したデータ期間ごとの補正值の推定精度

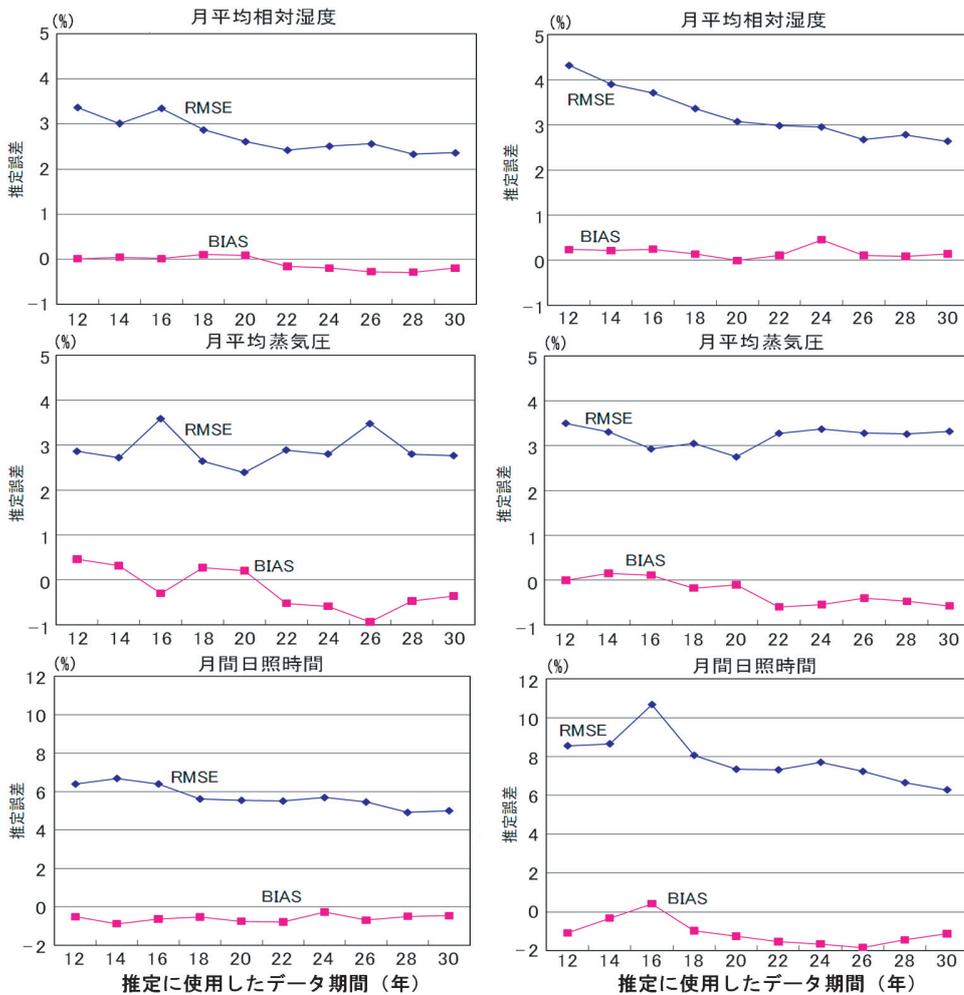
観測値に仮想的な段差を与えた模擬移転観測資料をもとに行なったシミュレーションの結果から算出。BIASはシミュレーションで与えた段差と求められた補正值との差、RMSEは与えた段差と補正值との根二乗平均（単位：℃）。上から月平均気温、月平均日最高気温、月平均日最低気温。左が大都市（東京・大阪・福岡）、右が中小都市（寿都・飯田・浜田）について集計した結果。

の期間ではほとんど変化はない。

大都市と中小都市のどちらの誤差も小さくなる期間で補正を行うという観点から、データ期間は移転した年を中心とした16年間を採用することとした。処理が複雑化することを避けるため、要素や都市化の程度に応じて期間を変えることは行わなかった。

なお、比較のため気温以外の要素として、相対湿度、蒸気圧、日照時間の月統計値について同様のシミュレーションを行った結果、気温とは異なる特徴が見られた(第2図)。月平均相対湿度と月間日照時間については、大都市、中小都市とも補正値を求める期間が長いほどRMSEが小さくなった。特に大都市の月平均湿度については、明

らかな減少トレンドがあるにもかかわらず(気象庁, 1999), 補正値を求める期間は長い方がよいという結果が得られた。これは、湿度や日照時間は気温に比べ地域性が大きいことによると考えられる。例えば、1979～2008年の月別の時系列値について、大都市(東京, 大阪, 福岡)と全国のその他の各地点との相関係数を算出すると、月平均気温では平均で0.78であるのに対し、月平均湿度では0.42, 月間日照時間では0.47となっている。気温の場合、地点間の相関が大きいので比較的短い年数でも経年変動の影響を精度よく求めることができるが、湿度や日照時間では地点間の相関が小さいので、年数が短い場合、経年変動の



第2図 補正値の推定に使用したデータ期間ごとの補正値の推定精度

第1図に同じ、ただし、上から月平均相対湿度、月平均蒸気圧、月間日照時間について。なお、データ期間の後半における平均値の±10, ±5, 0%の5通りの値を段差として与え、BIAS, RMSEも%で表す。

影響に関する誤差が大きくなり、補正値が精度よく求まらないものと考えられる。一方、月平均蒸気圧については、推定期間ごとの誤差のばらつきが比較的大きい。地点間の相関の平均は 0.69 で湿度や日照時間より大きい。経年変動が大きく明瞭なトレンドもないことから、一般的には推定期間が長い方が補正値が精度よく求まるものと考えられる。

4. 補正の結果

補正は 2004 年までに移転があった 54 官署、のべ 70 移転について月平均気温、月平均日最高/最低気温の時系列に対して行われた。本章では、補正によって時系列データの不均質性が解消したのかについて、簡単な評価を試みた。

時系列データにおける不均質性（ここでは段差による不連続を指す）を検知するには、均質かつ当該地点と高い相関性を示す地点の時系列データを参照データとし、その差あるいは比の時系列に対して評価を行う方が、時系列データをそのまま評価するより検知力は高い (Reeve *et al.*, 2007)。しかし、今回はすべての補正事例について一律な評価を行うため、補正事例ごとに参照データを作成することは行わなかった。Reeves *et al.* (2007) は、時系列データの不連続性を検知する様々な手法を比較し、参照データが利用できない場合でも比較的精度よく検知できるモデルの一つとして Wang (2003) のものを挙げており、ここではこれを補正前後の時系列データにあてはめる。

Wang (2003) は、時系列データを一次直線に回帰し、不連続が生じた年（ここでは移転した年） $j=c$ の前後で定数項が変化する以下の二相直線回帰モデルを採用した。

$$Y(j) = \begin{cases} \mu_1 + \beta j + \varepsilon_j & (1 \leq j \leq c) \\ \mu_2 + \beta j + \varepsilon_j & (c+1 \leq j \leq n) \end{cases} \quad (2)$$

ここで $Y(j)$ は長さが n 年の時系列データ、 β は一次直線の傾き、 μ_1 、 μ_2 は定数項、 ε_j は残差項である。時系列データを上式にあてはめ、 $\mu_1 = \mu_2$ という帰無仮説が棄却された場合、移転時期を境に不連続性が生じたと判定する。 c が既知の場合、

以下の統計量が自由度 1 と $(n-3)$ の F 分布に従うため、仮説の検定にはこれを利用した（有意水準 5%）。

$$F_c = \frac{(SSE_0 - SSE_A)/1}{SSE_A/(n-3)} \quad (3)$$

ここで

$$SSE_A = \sum_{j=1}^c (Y(j) - \mu_1 - \beta j)^2 + \sum_{j=c+1}^n (Y(j) - \mu_2 - \beta j)^2$$

$$SSE_0 = \sum_{j=1}^n (Y(j) - \mu_{red} - \beta_{red} j)^2$$

(4)

(μ_{red} , β_{red} は帰無仮説が真の場合の $\mu_1 (= \mu_2)$, β) とする。

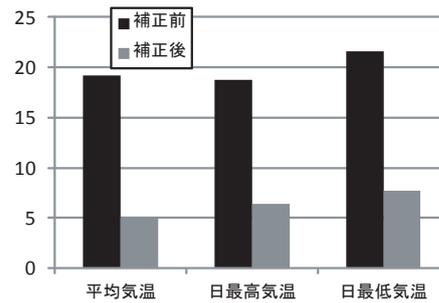
はじめに、この方法による不連続性の検知力を確認するため、Reeve *et al.* (2007) に基づき、正規乱数の系列データによるシミュレーションを行った。具体的には、平均 0、標準偏差 1 の正規分布に従う長さ 50 の乱数系列データを 10000 個作成し、トレンド (β)、段差 (μ_1 と μ_2 の差) を付加した上で本手法をあてはめた（段差は系列データの後ろ半分に与えた）。なお、Reeve *et al.* (2007) は c を未知としていたが、官署移転した時期は既に分かっているため今回は c を既知として評価した。シミュレーションの結果、段差 (μ_1 と μ_2 の差) として ± 1 を与えた場合の検知率は約 4 割、 ± 2 の場合は 9 割以上であった。また、段差なしの場合は設定した有意水準と同程度の約 5% で不連続と判定された。トレンド (β) は 0, 0.01, 0.02 の 3 種類を与えたが、検知率に差はほとんどなかった。

このように、存在する段差を完璧に検知するものではないが、今回行った補正の全体的な傾向を把握するには有効であると考えられる。実際の利用にあたっては、近隣の観測地点と比較を行うなど、より詳細な評価を行うことが望ましい。

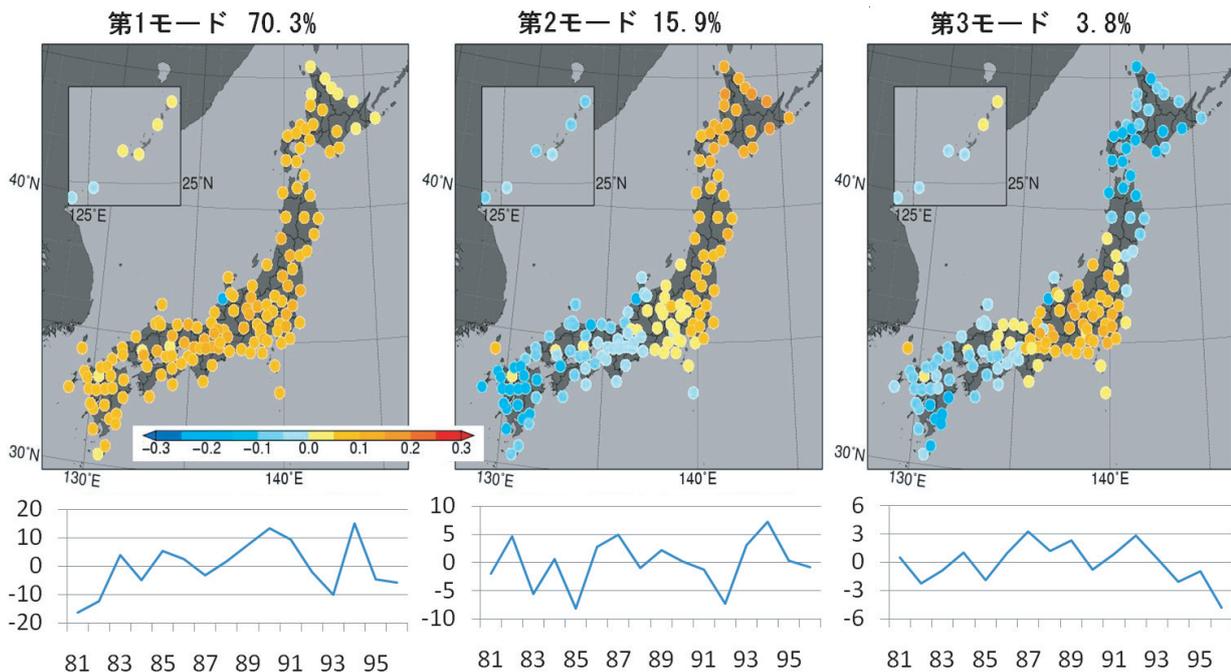
次に、今回補正を行ったのべ 70 移転のうち、移転年をはさんで 50 年分の時系列データが存在する 64 移転における、なるべく移転年が中心となるように抽出した 50 年分の時系列データに対して、上記の方法をあてはめた。第 3 図に結果を示す。この図から、補正前は約 20% で不均質性があると判定されていたのが、補正後は設定した

有意水準と同程度の6%前後まで減っており、補正によって全体的に不均質性が解消されていることがわかる。この結果は本補正方法が移転にともなう不均質性を除去するのに有用であることを示していると考えられる。

補正の一例として広島の結果を示す。広島は1935年に南西に約2.5km, 1988年には北東に約4.5kmの移転がなされた。第4図は主成分分析によって得られた各モードの空間ベクトルとスコアの例として、1988年移転を対象とした9月の月平均気温の結果を示している。最も寄与率の大きい第1モードは全国的に一様に気温が上下するパターンを示しており、上昇傾向がみられるスコアと合わせてみると、近年の全国的な気温の上昇を表したモードであるといえる。第2モードでは



第3図 補正の前後における気温の時系列データに対する不連続性の検知率の結果 (単位: %)
補正を行った各移転について、移転年の前後50年間のすべての月の時系列データに対してWang (2003)のモデルをあてはめた結果。黒が補正前、灰が補正後で、左から月平均気温、月平均日最高気温、月平均日最低気温を示す。



第4図 広島(1988年移転)の9月の月平均気温の補正値を算出した際に求められた主成分ベクトル(規格化して表示)(上)とスコア(単位: °C)(下) 累積寄与率90%となる第3モードまで表示。図の上部に記した数字は各モードの寄与率。

東西で符号が反転したパターン、第3モードではより空間スケールの小さい変動が現れている。このような特徴は、おおむねほかの月でもみられている。

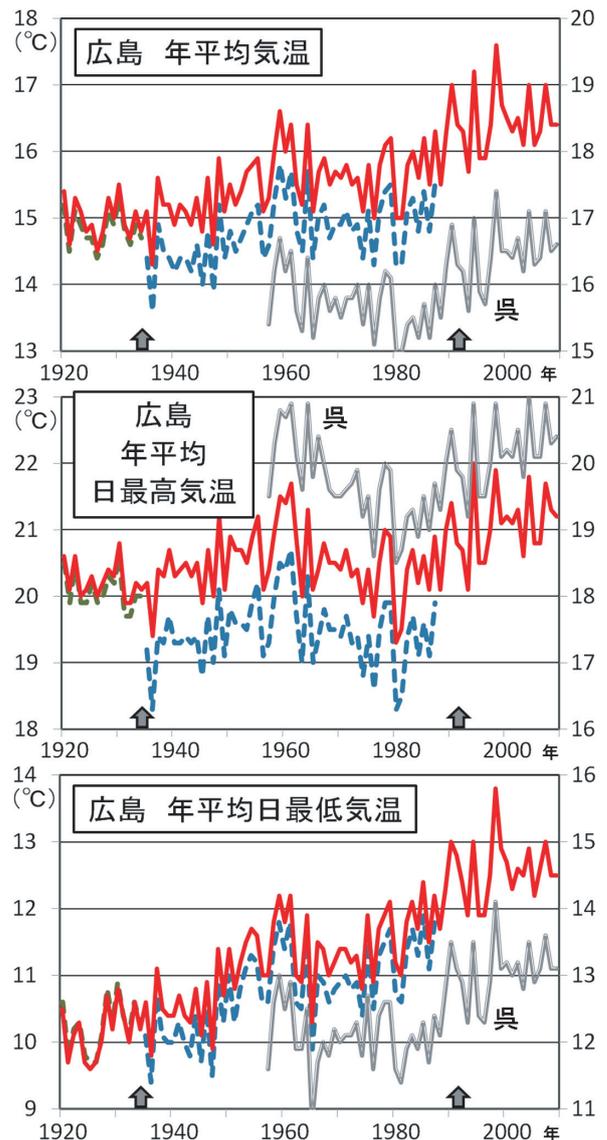
第1表は算出された補正值で、移転前の時系列データに足しこむ量として示している。1935年の南西（沿岸）方向への移転の補正值は負、北東（内陸）方向へ移転した1988年では正となっており、二回の移転の方向を勘案すると、両者で整合的な補正值が算出されていると考えられる。さらに、夏季や日最高気温で特に大きな値となっており、これも沿岸・内陸方向への移転内容と合致している。

第5図は補正前（点線）と後（赤実線）の年平均気温、年平均日最高/日最低気温の時系列図である。年平均値は補正済み月統計値を年平均することで求めた。この図から、移転のあった1988年を境にみられていた不自然な段差が補正によって解消されていることがわかる。近隣の観測地点である呉の時系列（灰実線）と比較しても、補正後の時系列データの方が妥当であると考えられる。

第1表 広島ของ气温データの補正值（単位：℃）

移転前のデータに足しこむ値を月ごとに表示。絶対値で1℃を超える補正值のセルには着色している。

移転年	1935			1988		
	南西(沿岸方向)へ 2.5km			北東(内陸方向)へ 4.5km		
要素	平均	最高	最低	平均	最高	最低
1月	0.0	-0.2	0.1	0.4	0.7	0.2
2月	-0.4	-0.5	-0.4	0.6	0.7	0.4
3月	-0.5	-0.7	-0.4	0.5	0.7	0.4
4月	-0.5	-0.9	-0.3	1.1	1.4	0.8
5月	-0.9	-1.4	-0.7	1.1	1.4	0.5
6月	-0.9	-1.7	-0.6	0.7	1.3	0.4
7月	-1.0	-1.4	-0.7	1.5	1.5	0.8
8月	-1.0	-1.6	-0.9	0.9	1.2	0.6
9月	-0.8	-1.4	-0.8	1.0	1.6	0.6
10月	-0.5	-0.6	-0.6	0.2	0.9	0.2
11月	-0.3	-0.1	-0.4	0.3	0.5	0.1
12月	-0.1	-0.1	-0.2	0.4	0.5	0.0



第5図 広島ของ气温データに対する補正の結果

上から年平均気温、年平均日最高気温、年平均日最低気温（左軸）。赤実線は補正後データ、点線は補正前のデータ、矢印は移転時期を示す。直近のデータが補正前後で一致するように、過去のデータに対して補正值を足しこんでいる。比較のため、近隣の呉のデータを灰実線で表示している（右軸）（呉は1957年1月に移転したため、1957年以降のみ表示）。

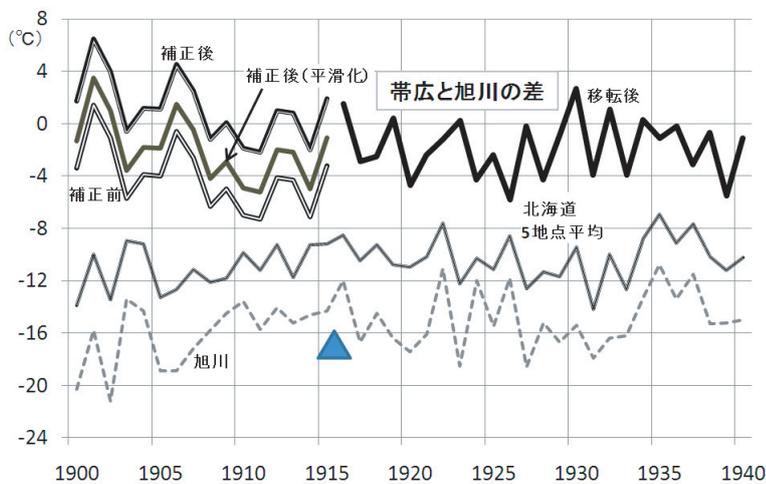
5. 改善がみられなかった事例

前章では本手法に関する簡単な評価を行い、全体的な傾向として不均質性が改善されていることを示した。今回算出された補正值（70 移転×12 か月×3 要素）は、92%が±1℃以内、1 事例を除いて±3℃以内であったが、帯広（1915 年移転）の2月の日最低気温の補正值は+5.1℃と極めて大きな値となった。ここでは、その原因について調べ、本手法を用いるにあたって注意を要する点についても考察する。

まず、第6図に帯広とその近隣の旭川の2月の

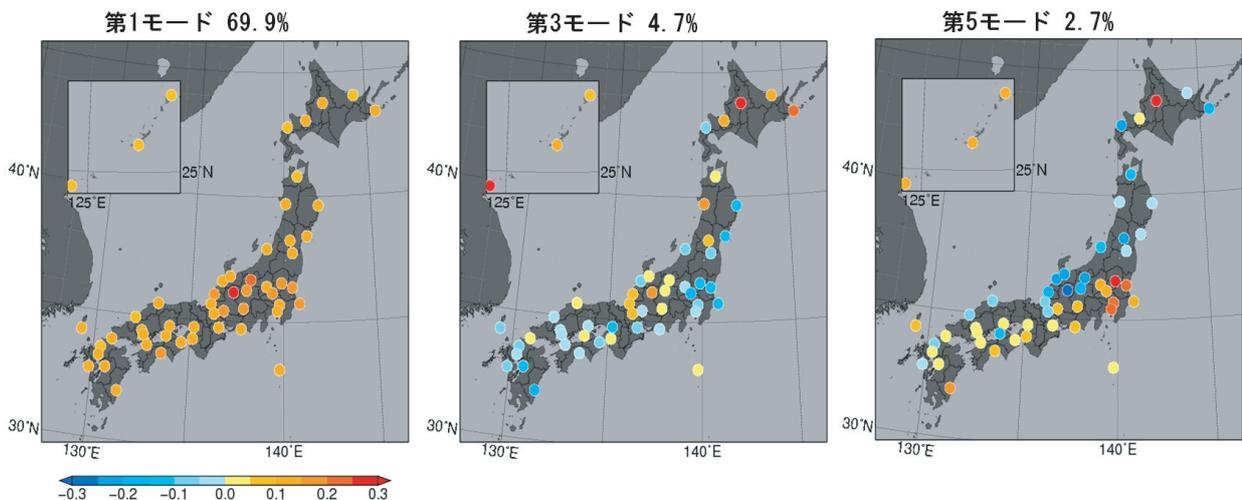
月平均日最低気温の差を示す。帯広の時系列データが均質であれば、両者の差は移転の前後を通して同様の傾向で推移していくことが期待される。補正前のデータで差を取った場合、移転後に比べて移転前の値が低めである一方、補正後のデータでは移転前の方が高めであった。このことから、補正の方向は妥当と思われるものの、算出された補正值が過大評価されていることが示唆される。

第7図に、算出された主成分で累積寄与率90%となる第5モードまでのうち、重回帰分析を行った際の変数選択法で採用された第1, 3, 5モー



第6図 帯広と旭川の2月の月平均日最低気温の差

帯広で移転のあった1915年(三角で記す)以前は、「補正前」、「補正後」、平滑化した補正值による補正後（「補正後(平滑化)」, 詳細は本文参照）の3種類と旭川の差の時系列を示している。旭川と北海道5地点（札幌, 旭川, 網走, 寿都, 根室）平均の時系列データを、あわせて示す。



第7図 帯広の2月の月平均日最低気温の補正值を算出した際に求められた主成分ベクトル

累積寄与率90%となる第5モードまでのうち、重回帰分析の変数選択により採用された第1, 3, 5モードの結果を規格化して表示。図の上部に記した数字は各モードの寄与率

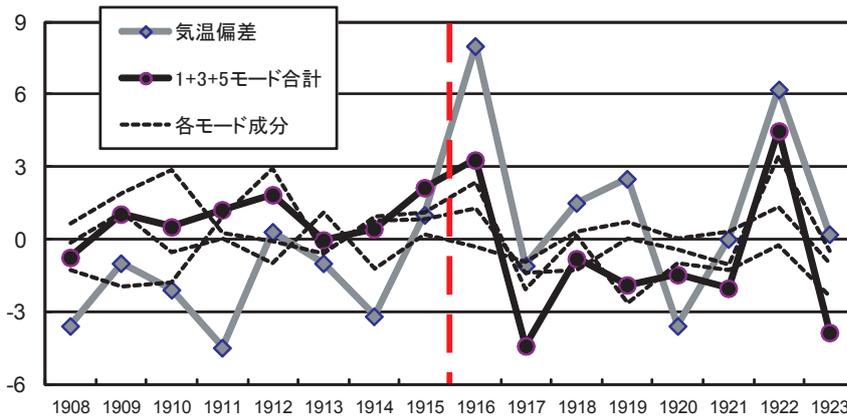
ドの空間ベクトルを示す。北海道内では、補正に使用された地点が5点と少なく、さらに地域的な気温変動を表している第3, 5モードは北海道内で符号がばらばらで、帯広周辺の地域的な気温変動が十分に抽出されなかった可能性がある。

さらに第8図に、各モードのスコアによって再現された気温の時系列(スコアと重回帰係数の積(1)式の右辺第一項))を示しているが、帯広の気温変動を十分に再現しているとはいえず、特に高温となった1916年で差が大きい。第6図に示した旭川と北海道の5つの観測地点(札幌, 旭川, 網走, 寿都, 根室)平均の時系列をみると、当時の観測点密度が低かったこともあるが、1916年2月における帯広の高温が局地的なものであったことがわかる。当時の気象データが限られるため推測しかできないが、この月の帯広は風速が強かったことから、放射冷却の抑制が影響していた可能

性が考えられる。

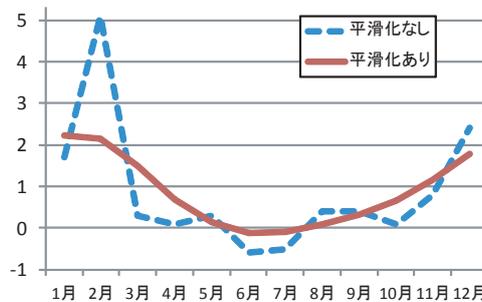
以上から、1915年の移転前後の帯広における気温の変動はローカル性が強く、抽出した主成分では十分に変動を再現できなかったことが、大きな補正值をもたらした原因である可能性がある。この帯広の事例のように、過去に大きく遡った時期における移転の補正では、観測点密度が低い場合が多く、補正值の見積り精度が相対的に低くなりうることを考慮して利用する必要がある。

突出した補正值が存在するのを防ぐための方策として、各月の補正值を平滑化することが考えられる。GHCNの気温データベースでは、各月の補正值に9点2項フィルターをかけている(年平均した場合の影響はほとんどない)(Peterson and Vose, 1997)。帯広の月平均日最低気温の補正值について、このフィルターをかけない場合とかけた場合の比較を第9図に示しているが、フィルター



第8図 各主成分によって再現された帯広の2月の月平均日最低気温の時系列(単位: °C)

各モードのスコアと重回帰係数の積。比較のため、実際の観測結果を1908~23年の16年平均からの偏差として灰線で示す。縦破線は移転時期。



第9図 帯広(1915年移転)の月平均日最低気温の月ごとの補正值

本手法により算出された値を点線で、この値に9点二項フィルターをかけた場合を実線で示す。

をかけた場合、当然ながら2月の大きな補正値が消え、各月の補正値が滑らかな季節変動をしていることがわかる。第6図に旭川との差の時系列を示しているが、図を見る限りでは、平滑化補正値による補正を行った移転前の時系列と移転後の時系列が、ほぼ同程度で推移しているようである。実際、月ごとに補正値が大きく変動する状況は現実的に考えにくい、本手法は各月の補正値を独立に算出しており、上記の帯広の事例のように月ごとに全く異なる補正値が求まる場合もある。今回、帯広のような事例は限られていたため平滑化は見送ったが、本手法の改善策の一つとして今後の検討課題としたい。

6. おわりに

本報告では、気象官署の移転にともなう気温の時系列データへの影響について、新たに考案した補正方法を紹介した。補正を行うことで全体的に不均質性が解消される傾向が確認された。気象庁では、気候の長期変化に関する解説に、本手法による補正を行った時系列データを用いている（あくまでも気候変化を解説するために使用するものであり、気象庁ホームページ等で公表している気象観測データに補正がなされるわけではないことに注意されたい）。特に、地方官署において気候変化の解説業務を行う際に利用することを想定しており、既に本手法を利用した成果物も発行されている（例えば、大阪管区気象台等が作成の「近畿・中国・四国地方の気候変動 2009」（大阪管区気象台ほか、2009））。また、気象庁では都市化の影響が少ないと考えられる17の気象官署の平均気温の値を日本の平均気温として公表しているが（気象庁、2010）、この公表値にも平成20年から本手法が適用されている（17地点のうち宮崎と飯田に対して適用）。なお、日本の年平均気温の時系列を一次直線に回帰した場合の上昇トレンドの値は、補正の有無でほとんど差はない（ $0.01^{\circ}\text{C}/100$ 年程度）。これまで述べてきたように、本手法は移転の影響を小さくし、均質な気温データを作成することに有効である一方、必ずしも移転の影響を完全に除去できているわけではないことから、今後も随時改善を図っていく必要がある。同時に、

本手法によって求められた補正値の使用にあたっては、各利用者が周辺観測点との比較を行うなどして、その特徴を把握しておくことも求められる。また、補正済みの時系列データを単独で使用するより、これらを地域平均や年・季節平均した方が、個々の補正値の誤差の影響を緩和できると考えられる。例えば、GHCN等のデータセットに対する補正手法を紹介したEasterling *et al.* (1996)は、補正済み時系列データは地域的 (Regional) な解析に使用するのが最も望ましいと述べている。

今回は、観測地点の移転にともなう影響のみを補正の対象としたが、そのほかにも、測器、観測回数、観測時刻、統計手法の変更などは時系列データの均質性に影響を及ぼすと考えられる。例えば、藤部 (1999) は気象官署における日最高/最低気温を統計する際の日界が変更されたことにともなうバイアスを見積もっている。均質なデータセットを作成し、気候の長期的な変化を正確に見積もっていくためにも、不均質性をもたらす様々な要素を包括的に評価し、補正していくことが必要である。

最後に、2011年から利用が開始された2010年平年値について述べる。2010年平年値では、平年値期間内の移転にともなう影響を除去するための補正値を算出するためのデータ期間として、気温の月統計値については本手法と同じ16年、相対湿度、蒸気圧、日照時間の月統計値については30年を採用している（採用年数に関する誤差評価については第3章参照）（観測部観測課統計室、2011）。

謝 辞

補正方法の検討にあたって、気象研究所予報研究部の藤部文昭室長に多大なるご助言をいただいた。

参 考 文 献

- Aguilar, E., I. Auer, M. Brunet, T. C. Peterson and J. Wieringa (2003): Guidelines on climate metadata and homogenization. WMO Technical Document, 1186, 50pp.
http://www.wmo.int/pages/prog/wcp/wcdmp/wcdmp_series/documents/WCDMP-53.pdf
- Conrad, V. and C. Pollak (1950): Methods in climatology. Harvard University Press, Cambridge, 459pp.
- Easterling, D. R., T. C. Peterson and T. R. Karl (1996): On the development and use of homogenized climate datasets. *J. Climate*, 9, 1429-1434.
- Fujibe, F (1995): Temperature rising trends at Japanese cities during the last hundred years and their relationships with population, population increasing rates and daily temperature ranges. *Pap. Meteor. Geophys.*, 46, 35-55.
- 藤部文昭(1999): 日最低・最高気温の統計値における日界変更の影響. *天気*, 46, 819-829.
- 観測部観測課統計室 (2001): 2000年統計における官署移転等の取り扱いについて - 2000年統計で採用した補正の方法 - . *測候時報*, 68, 1-23.
- 観測部観測課統計室 (2011): 2010年平年値の作成方法について. *測候時報*, 78, 43-56.
- 気象庁 (1999): 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～ (VI). 31-32.
- 気象庁 (2008): ヒートアイランド監視報告 (平成19年冬・夏-関東・近畿地方). 26 pp.
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/himr/index.html>
- 気象庁 (2010): 気候変動監視レポート 2009. 90pp.
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/monitor/index.html>
- 大阪管区気象台, 神戸海洋気象台, 舞鶴海洋気象台 (2009): 近畿・中国・四国地方の気候変動 2009. 123pp.
<http://www.jma-net.go.jp/osaka/kikou/ondanka/ondanka.html>
- Peterson, T. C., D. R. Easterling, T. R. Karl, P. Groisman, N. Nicholls, N. Plummer, S. Torok, I. Auer, R. Boehm, D. Gullett, L. Vincent, R. Heino, H. Tuomenvirta, O. Mestre, T. Szentimrey, J. Salinger, E. J. Forland, I. Hanssen-Bauer, H. Alexandersson, P. Jones and D. Parker (1998): Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: A review. *Int. J. Climatol.*, 18, 1493-1517.
- Peterson, T. C. and R. S. Vose (1997): An overview of the Global Historical Climatology Network temperature database. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 78, 2837-2849.
- Reeves, J., J. Chen, X. L. Wang, R. Lund and Q. Lu (2007): A review and comparison of changepoint detection techniques for climate data. *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 46, 900-915.
- Wang, X. L. (2003): Comments on "Detection of undocumented changepoint: A revision of the two-phase regression model." *J. Climate*, 16, 3383-3385.