東京における気温季節区分と長期変動

Classification and Long-term Trends of Seasons in Tokyo Determined from Air Temperature

岩本 英之^{1)†}
Hideyuki IWAMOTO

沖 大幹²⁾
Taikan OKI

[†]連絡先著者 (Corresponding Author) E-mail : iwahide-musashi@g.ecc.u-tokyo.ac.jp

¹⁾ 東京大学教養学部
〒153-0041 東京都目黒区駒場3-8-1
College of Arts and Sciences, The University of Tokyo,
3-8-1 Komaba, Meguro-ku, Tokyo 153-0041, Japan

²⁾ 東京大学未来ビジョン研究センター
〒113-8654 東京都文京区本郷7-3-1
Institute for Future Initiatives, The University of Tokyo,
7-3-1 Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo 113-8654 Japan

近年の気候変動に伴い、気温上昇という長期変化傾向は報告されているが、一方で季節区分の構造は果たして変化しているのだろうか？本報告では東京を対象に、気温の絶対値に依存しない新しい手法により各年の季節区分を行った結果と、その長期変動について紹介する。冬・春・初夏・夏・晩夏・秋の6季節からなり、階段状に気温変化が起きたと見なせる日を開始期日とする「気温季節」を、気候学的な季節区分から気温の側面のみを取り出したものとして定義した。各季節内で気温が一定であるとする統計モデルを1年間の気温推移に対して当てはめ、総残差二乗和を最小とする開始期日の組み合わせを採用するという手法で気温季節を客観的に決定した。気温季節区分は、気温以外の側面も考慮した従来の気圧配置型による季節区分とは明らかに異なった。1964年から2013年までの50年間の気温季節区分の開始期日・季節の長さの長期変動を求めると、晩夏の開始期日が遅れるとともに夏の長さが長期化していることが示された。平均的な気温上昇に影響を受けない気温季節区分において長期変化傾向が表れており、東京の季節構造が変化していることが示唆された。

キーワード：気温推移、変化点検出、気候変動、頑健性

I. はじめに

近年、地球温暖化やヒートアイランド現象といった気候変動が進んでいる（気象庁, 2018a）。気候変動に伴い、動植物における生物季節や人間生活における生活季節もまた変化しつつある。生物季節の変動は、既に多くの報告が為されている。吉野（2012）は、地球温暖化はさまざまな生物に直接的に影響を与えるとともに、餌や環境の変化を通じて間接的に影響を与えうると指摘している。松本ら（2006）は、ヒートアイランド現象が都市部の高温域でソメイヨシノの開花を早めることを明らかにした。このような生物季節の変動は、人間の季節感（生活季節）にも働きかける。生活季節の変動は、冷暖房器具や服装の使用開始・終了をもとに論じられている。住里・長野（2018）は、生活季節の開始・終了期日を京都市域でアンケート調査するとともに、その期日における温熱体感指標を計算し、全国的生活季節の等日線図を導出している。こうした生活季節の導出

は、人間の季節感を直接反映している。しかし、同じ体感温度でも、暑さ寒さへの慣れが異なる他の時代・文化・地域と簡単に比較することは難しい。

生物季節や生活季節の原因となる気象条件による季節区分もこれまで行われてきた。吉野・甲斐（1977）は、1941年からの35年間における毎日の日本周辺の気圧配置図を出現パターンによって分類し、1年を14季節に区分した。さらに山川（1988）は、同様の手法で1941年からの45年間において、1年を冬・春・梅雨・夏・秋雨・秋の6季節に区分した。気温・風・日射などを決める気圧配置は、季節を決定する重要な指標である。しかし、地域ごとの季節区分の差を反映できない上、気圧配置の分類には主観が介在する余地がある。また、若浦（2004）は1969年からの30年間のデータをもとに、気温の平均と分散構造を長期変動と周期変動を一般化加法モデルで分析し、時系列的特徴を明らかにしている。

しかし、毎年の季節区分を決定し長期変化傾向を

明らかにするような試みはこれまで行われていない。なぜなら、従来の気候学的な自然季節は多様な要素が関係しているため、1年間のデータのみで季節区分を行うのが難しいためである。そこで本研究では、生物季節や生活季節に顕著な影響を与える気温の要素のみを気候学的な季節から取り出し、「気温季節」と呼ぶこととした。1年間の気温推移に基づいて各年の気温季節区分を決定し、開始期日と季節の長さの長期変化傾向を見ることで、近年の気候変動による気温季節区分の変化を明らかにしようとした。

II. 方法

1. 気温季節の定義

ここでは、ある日を境に急激に暑くなり続けたり寒くなり続けたりした時にその日を季節の変わり目だと見なすことが、人間の最も基本的な季節感であると仮定した。したがって気温季節区分の決定においては、1年間の気温推移のうち、階段状に気温の上昇や下降が起きたと見なせる日を気温季節区分の開始期日とする。なお、気温季節区分に気温の平年値を用いることは難しい。なぜなら、平年値は長期間の平均的な変動を示しており、ある年のある日を境とした特徴的な気温の急激な変化は失われてしまうからである。実際、気象庁(2018b)の2010年統計の平年値(1981~2010年の平均)による1年間の気温推移を見ても、季節区分が行えそうな特徴的な階段状の気温の上昇や下降は現れていない(図-1)。そのため、各年において特徴的な気温変化から気温季節区分を決定することを繰り返し、求めた開始期日から、開始期日と季節の長さの長期変化傾向を求

図-1 気象庁の「東京」観測点における2010年統計の平年値(1981~2010年の平均)による年間の日平均気温の推移

Fig. 1 Climatology (1981-2010) of daily mean air temperatures in Tokyo.

める。この場合、気温季節の長期変化傾向は、長期間にわたる平均的な気温上昇には影響されず、あくまでも気温季節区分の変化を表すものとなる。

2. 統計モデル

1年間の気温推移のような時系列データに統計モデルを当てはめて変化点を検出するにあたり、「データ全体に1つの統計モデルを当てはめる場合より、変化点の前後で異なる統計モデルを当てはめた場合に当てはめ誤差が有意に小さくなる時、当てはめ誤差を最小とする時点を変化点とする」という方法が、最も基本的な統計的変化点検出の方法である(貝戸・数実, 2015)。この方法を援用して、気温季節区分の開始期日を決定した。

1年間をN期の気温季節に分けるにあたり、 $N=4, 5, 6$ のそれぞれで本研究の手法を試した。変化点検出は、変化点が多いほど当てはめ誤差が小さくなる。1年間の気温推移のような左右対称に近い分布では、Nを奇数として上半期と下半期で異なる個数の変化点を検出すると、変化点が少ない半期の当てはめ誤差が全体に大きな影響を与えるので、Nは偶数が良い。また、 $N=4$ の場合は変化点の個数が少なく、明らかな階段状の気温変化を変化点として検出できないことが多かった。Nが6より大きい場合には、季節と見なすには短すぎる期間になるので、この論文では $N=6$ の場合について説明する。

1年間の初日が気温季節区分の開始期日と必ず一致しないようにとると、1年間の日付の中から6個の気温季節区分の開始期日を決定することは、1年間を7期間に分けることと同じである。1年間の初日の取り方については、II-3.にて後述する。本研究で設定した統計モデルは、1年間の気温推移を7期間に分け、各気温季節内で気温が一定とする階段状モデルである(図-2)。

各気温季節内で傾きが0でなくてもよい統計モデルを採用すると、気温上昇期と気温下降期に大きく分かれ、気温季節区分は困難であった。6つの変化点を持つ階段状モデルを1年間の気温推移に対して当てはめ、総残差二乗和を最小とする組み合わせで採用する。この変化点は、ある期間から次の期間に替わる時に有意に気温が変化し、その後も変化後の気温が維持される日付で、気温季節区分の開始期日とみなせる。1年間の気温推移は、気象庁の「東京」観測点の毎日における日平均気温の推移とした。

以上を定式化する。対象となる1年間の日付*i*を、

図-2 1981年の東京における気温季節区分。実線は日平均気温の推移、点線は気温季節区分、破線は各気温季節の平均気温を示す

Fig. 2 Seasons determined by temperature in 1981 in Tokyo. Solid line shows daily mean air temperatures. Dotted lines show the first dates of respective seasons. Broken lines show mean air temperatures in respective seasons.

初日から1年後の同じ日付まで、

$$i = 1, 2, \dots, n+1 \quad (n = 365, \text{うるう年の時は} 366)$$

と表し、ある日付*i*における日平均気温を T_i とする。1年間の初日を s_0 、それ以降の気温季節の開始期日を順番に s_α ($\alpha = 1, 2, \dots, 6$)、1年後の初日の日付を s_7 とすると、次が成り立つ。

$$1 = s_0 < s_1 < s_2 < s_3 < s_4 < s_5 < s_6 < s_7 = n+1$$

変化点の組み合わせを $S = (s_1, s_2, s_3, s_4, s_5, s_6)$ と表した時、階段状モデル全体の総残差二乗和が全ての S の中で最小である $S^* = (s_1^*, s_2^*, s_3^*, s_4^*, s_5^*, s_6^*)$ が、気温季節の開始期日である。また1年間の α 番目の期間、

$$i = s_{\alpha-1}, s_{\alpha-1} + 1, \dots, s_\alpha - 1$$

において、総残差二乗和を最小とする気温は、明らかにこの期間の平均気温

$$\bar{T}_\alpha = \frac{1}{s_\alpha - s_{\alpha-1}} \sum_{i=s_{\alpha-1}}^{s_\alpha-1} T_i$$

である。よって S^* は、以下のように表せる。

$$S^* = \underset{S}{\operatorname{argmin}} \sum_{\alpha=1}^7 \sum_{i=s_{\alpha-1}}^{s_\alpha-1} (T_i - \bar{T}_\alpha)^2$$

3. 段階的な気温季節区分

II-2で述べた計算を全ての S で実施する時に生じる莫大な計算コストを軽減するため、半年の気温季節区分を行った後に、1年の気温季節区分を求める段階的な気温季節区分を行った。

1) 半年の気温季節区分

第一ステップとして、真冬の日付と真夏の日付を固定し、両者を境とした半年ごとで季節を分ける。つまり、「真冬から始まる冬、春、初夏、真夏で終わる夏」の4季節からなる上半期と、「真夏から始まる夏、晩夏、秋、真冬で終わる冬」の4季節からなる下半期に1年を分ける。

上半期の初日である真冬の日付を $\hat{s}_0$ 、それ以降の上半期の気温季節の開始期日を順番に $\hat{s}_\beta$ ($\beta = 1, 2, 3$)、下半期の初日である真夏の日付を $\hat{s}_4$ とすると、

$$1 = \hat{s}_0 < \hat{s}_1 < \hat{s}_2 < \hat{s}_3 < \hat{s}_4$$

である。変化点の組み合わせを $\hat{S} = (\hat{s}_1, \hat{s}_2, \hat{s}_3)$ と表すと、上半期の階段状モデル全体の総残差二乗和が全ての $\hat{S}$ の中で最小である $\hat{S}^* = (\hat{s}_1^*, \hat{s}_2^*, \hat{s}_3^*)$ は、

$$\hat{S}^* = \underset{\hat{S}}{\operatorname{argmin}} \sum_{\beta=1}^4 \sum_{i=\hat{s}_{\beta-1}}^{\hat{s}_\beta-1} (T_i - \bar{T}_\beta)^2$$

である。同様に、下半期の初日である真夏の日付を $\hat{s}'_0$ 、それ以降の下半期の気温季節の開始期日を順番に $\hat{s}'_\beta$ ($\beta = 1, 2, 3$)、次の上半期の初日である真冬の日付を $\hat{s}'_4$ とすると、

$$\hat{s}_4 = \hat{s}'_0 < \hat{s}'_1 < \hat{s}'_2 < \hat{s}'_3 < \hat{s}'_4 = n+1$$

となり、下半期の総残差二乗和を最小にする組み合わせ $\hat{S}'^* = (\hat{s}'_1^*, \hat{s}'_2^*, \hat{s}'_3^*)$ が求められる。

2) 1年の気温季節区分

第二ステップとして、半年の気温季節区分から1年の気温季節区分を決定する。若浦(2004)は、東京の気温の分散に年周期のパターンがあり、春先と梅雨に気温の変動が大きく、冬や真夏の変動が小さいことを明らかにした。したがって、真夏を境に半年ごとに区切っても、上半期の夏と下半期の夏の平均気温は概ね一致し、連続した夏と見なせる。同様に、前年の下半期の冬と当年の上半期の冬は、連続した冬と見なせる。そのため、 $\hat{S}$ を

$$\hat{S} = (\hat{s}_1, \hat{s}_2, \hat{s}_3, \hat{s}_4, \hat{s}_5, \hat{s}_6) = (\hat{s}_1^*, \hat{s}_2^*, \hat{s}_3^*, \hat{s}'_1^*, \hat{s}'_2^*, \hat{s}'_3^*)$$

とすれば、真冬を1年間の初日とした気温季節区分における開始期日の組み合わせ S^* と概ね一致する。

$\hat{s}_\alpha$ の近傍 x 日間以内に s_α^* が存在する場合、探索的に s_α^* を求められる。添え字付けられた集合族 A_α を、

$$A_\alpha = \{i | \hat{s}_\alpha - x \leq i \leq \hat{s}_\alpha + x\}$$

とすると、 A_α は $\hat{s}_\alpha$ の前後 x 日間の日付からなる集合である。ここで、 A_α の直積集合 B

$$B = \prod_{\alpha=1}^6 A_\alpha$$

は、 A_α からそれぞれ任意の1つの日付を取り出した、6つの日付の組み合わせを要素にする集合である。この集合 B に属する日付の組み合わせのうち、階段状モデル全体の総残差二乗和を最小にする S^*

$$S^* = \operatorname{argmin}_{S \in B} \sum_{\alpha=1}^7 \sum_{i=s_{\alpha-1}}^{s_\alpha-1} (T_i - \bar{T}_\alpha)^2$$

(ただし、 $s_0 = 1, s_7 = n$)

が求める気温季節区分の開始期日である。

なお、本研究では $x = 0, 1, 2, 3, 4$ で試したところ、 x を大きくしていくと改善が見られたが、 $x = 3, 4$ では結果が完全に一致したので、 $x = 3$ で十分な頑健性が得られると判断し、 $x = 3$ で解析を行った。

真夏の日付は2010年統計の平年値（1981～2010年の平均）で最高気温となる8月6日、同様に真冬の日付は最低気温となる1月25日とした。この日付をもとに上記の計算を行うと、上半期の夏と下半期の夏の平均気温が大きく異なるために、 s_α の近傍に s_α^* が存在しない場合が稀にあった。そのような場合にも、半年の気温季節区分の組み合わせを2つ計算すれば頑健に推定を行えた。第一ステップで上半期と下半期それぞれの総残差二乗和を二番目に小さくする組み合わせ $\hat{S}^+, \hat{S}^{++}$ も求める。第二ステップで、 $\hat{S}^*, \hat{S}^{**}, \hat{S}^*, \hat{S}^{++}, \hat{S}^+, \hat{S}^{**}, \hat{S}^+, \hat{S}^{++}$ からなる4通りの $\hat{S}$ に対してそれぞれ求められた S^* のうち、1年の総残差二乗和を最小にする組み合わせ S^* を採用すれば頑健に推定を行える。

III. 結果と考察

1. 従来の季節区分との比較

先行研究として参考にした山川（1988）では、対象期間に出現する頻度が30%を上回る代表気圧配置型ごとに季節を6つに区分し、1941年から1985年の平均的な日本の季節区分を決定した。山川（1988）と比較するため、1941年から1985年の気象庁の「東京」観測点の日平均気温（気象庁、2018b）を対象として45年間の毎年の気温季節区分を決定し、その平均の開始期日を求めた（図-3）。

その結果、本研究の気温季節区分は、山川（1988）の気圧配置型による季節区分と同期していない。特に気温季節区分による初夏・夏・晩夏の開始期日は、山川（1988）による梅雨・夏・秋雨の開始期日と大きく異なり、両者を同一の季節として扱えない。また、1964年から2013年における気温季節区分による

夏の開始期日についても、気象庁発表の梅雨入り・梅雨明けの期日とは異なり、多くの場合で梅雨の期間中にあり、遅くとも梅雨明けまでにある（図-4）。

気圧配置型や梅雨入り・梅雨明けによる季節区分との相違は、気温推移における急激な変動に基づく

図-3 1941年から1985年の日本における (a) 代表気圧配置型と (b) 季節区分（山川, 1988 よりいずれも筆者作成）と本研究による同時期の東京における (c) 平均的な気温季節区分

Fig. 3 (a) Major conditions of weather patterns and (b) typical seasonal division for 1941-1985 throughout Japan both from Yamakawa (1988). (c) Seasons determined by temperature during the same period in Tokyo.

図-4 1964年から2013年の東京における気温季節区分と梅雨の期日（気象庁、2018b）。実線は初夏の開始期日、太線は夏の開始期日、破線は梅雨入り、点線は梅雨明けを示す。1993年の梅雨明けは気象庁が特定していない

Fig. 4 Starting dates of early summer (thin line) and mid-summer (thick line) determined by air temperature, compared with the beginning (dashed line) and the ending (dotted line) of the rainy season for 1964-2013 in Tokyo.

初夏や夏の開始期日が、降水量に顕著な影響を与える前線の気圧配置型の出現によって区分される梅雨の開始期日とは一致しないためと考えられる。同様の理由から、気温季節における晩夏も秋雨の時期とは一致していないと考えられる。また、日本全体の季節区分と東京という一観測地点の季節変化が必ずしも厳密に対応してはいないことも理由であろう。詳細は省くが、湿度の影響を評価するために気温の代わりに1年間の不快指数推移を用いて同様の手法を試したが、ここに示す気温季節区分と目立った違いはなかった。

2. 近年の気温季節区分

近年の東京における気温季節区分の変動を明らかにするため、気象庁の「東京」観測点が大手町に置かれていた50年間にあたる1964年から2013年の日平均気温（気象庁, 2018b）を対象とし、各年の気温季節区分の開始期日を決定した（図-5：実線）。また、最小二乗法により気温季節区分の開始期日の長期変化傾向を求めた（図-5：破線）。

トレンド成分である長期変化傾向を除去した気温

図-5 1964年から2013年における東京の気温季節区分。実線は開始期日の推移、破線は長期変化傾向を示す

Fig. 5 Transition of the starting dates of respective seasons in Tokyo during 1964-2013 determined by air temperature. Solid lines show the starting dates of respective seasons. Broken lines represent the long-term trends.

季節区分の開始期日に対し、シャピロ・ウィルクの正規性検定を行った結果、正規分布にしたがうという帰無仮説が信頼度水準95 %で棄却されなかった（表-1）。そのため、正規分布にしたがうとみなして各季節で累年の開始期日と西暦の相関係数を用いて、t検定を行った。その結果、晩夏の開始期日は1年あたり0.221日遅くなる傾向が表れている（信頼度水準95 %で有意）が、その他の開始期日では変化傾向はみられなかった。開始期日の不偏標準偏差は、晩夏が最も小さく、春・秋が次いで小さく、初夏・夏・冬が最も大きかった（表-2）。

3. 近年の気温季節区分の長期変化傾向

次に、毎年の各季節の長さ（図-6：実線）および長期変化傾向を求めた（図-6：破線）。開始期日と同様に、各季節の長さに対して正規性の検定を行った結果、冬以外の季節では信頼度水準95 %で棄却されなかった（表-1）。正規分布にしたがうと見なせる冬以外の季節で、累年の季節の長さとして西暦

表-1 1964年から2013年における東京のトレンド成分を除去した気温季節区分の開始期日と季節の長さに対するシャピロ・ウィルクの正規性検定

Table 1 Results of the Shapiro-Wilk test for starting dates and the lengths of respective seasons excluding the long-term trend for 1964-2013 in Tokyo.

	開始期日のP値	季節の長さのP値
春	0.104	0.101
初夏	0.891	0.37
夏	0.072	0.407
晩夏	0.424	0.219
秋	0.057	0.216
冬	0.768	0.017*

表-2 1964年から2013年における東京の気温季節区分の開始期日の長期変化傾向の係数P値、不偏標準偏差

Table 2 Long-term trends and p-value of the starting dates of each season and their standard deviations for 1964-2013 in Tokyo.

	長期変化[日/年]	P値	不偏標準偏差[日]
春	-0.002	0.987	17.1
初夏	0.092	0.482	20.9
夏	-0.185	0.2	21
晩夏	0.221	0.010*	13.5
秋	0.15	0.255	15.9
冬	0.083	0.512	21.8

の相関係数を用いてt検定を行った。初夏の長さは1年あたり0.278日短く、夏の長さは1年あたり0.406日長くなる傾向があった（どちらも信頼度水準95%で有意）。一方、春、晩夏、秋の長さでは、変化傾向はみられず（表-3）、冬にも変化傾向はみられない。

気温季節区分で有意な長期変化傾向が見られたの

図-6 1964年から2013年における東京の各気温季節の長さ。(a) 春, (b) 初夏, (c) 夏, (d) 晩夏, (e) 秋, (f) 冬。実線は気温季節の長さの推移, 破線は長期変化傾向を示す

Fig. 6 Lengths of respective seasons during 1964-2013 in Tokyo: (a) Spring, (b) Early Summer, (c) mid-summer, (d) Late Summer, (e) Autumn, and (f) Winter. Solid line shows the season length. Broken line shows the long-term trend.

表-3 1964年から2013年における東京の気温季節の長さの長期化傾向の係数とP値

Table 3 Long-term trends and p-values of the lengths of respective seasons for 1964-2013 in Tokyo.

	長期変化[日/年]	P値
春	0.094	0.484
初夏	-0.278	0.046*
夏	0.406	0.024*
晩夏	-0.071	0.461
秋	-0.068	0.528
冬	-0.085	-

は、晩夏の開始期日の遅れおよび夏の長期化・初夏の短期化であった。このことから、主に晩夏の開始期日の遅れを原因とした夏の長期化が気温季節に起きていると結論づけられる。気温季節区分は平均的な気温上昇に影響されないので、気温季節区分に現れている長期変化傾向は、1年間の季節構造の変化を示しているといえる。地球温暖化やヒートアイランド現象による平均的な気温上昇は以前より指摘されてきたが、その影響を取り除いた気温推移の構造や季節区分の変化は示されてこなかった。逆に、気圧配置などを用いた従来の季節区分から、晩夏を中心とした季節区分の変動が起きているかといった解析が今後は期待される。

一方、気温季節区分の開始期日は晩夏以外ではばらつきが大きく、夏の開始期日が5月22日（1980年、空梅雨の後に冷夏）であったり、冬の開始期日が1月12日（2007-08年、残暑の後に寒秋）であったりと、常識とは異なる極端な開始期日になっている場合もある。これは、気温推移の構造は各年で大きく異なり、晩夏以外の季節では階段状の気温変動が異なる日付で起こるからである。これらの点に関して手法に改良の余地はあるが、ここで示された気温季節の特徴は、生物季節や生活季節の変動を明らかにする上でも大きな役割を果たすことが期待できる。

IV. まとめ

本稿では、気温による季節区分として気温季節とその決定手法を新たに提案し、東京を対象に既存の季節区分と比較し、長期変化傾向を求めた。推計した気温季節は気圧配置や前線に基づく季節区分と異なるが、気温季節の長期変化傾向には晩夏の開始期日の遅れを主とした夏の長期化が表れており、平均的な気温上昇以外の季節構造の変化が示唆された。

V. おわりに

各年の気温季節区分は、人間の感覚による生活季節区分に比べて大きなギャップがあり、このギャップを埋める要因の存在が示唆される。日射や雨、気温変動の頻度といった気温以外の気候条件や、生物季節および服装レベルの変化といった気候条件の間接的要因に限らず、暦および生活習慣といった文化的要因も人間の季節感に大きな影響を与えていると考えられる。各年の気温推移のみから季節区分を行

うという本研究の試みによって、一定期間の平均的な季節を分析するような研究では隠されていた側面が明らかになった。気温以外も含めた各年の気候条件から統計的な理解による季節区分を進めていけば、人間の季節感や季節感に対する文化的な意味付けの重要性を評価することも期待できる。

謝辞

本稿は、東京大学体験活動プログラム「水循環・水資源研究短期体験」を通じて著者らが行った研究をまとめたものである。ここに記して関係各位に謝意を表したい。

引用文献

貝戸清之・数実浩佑 2015. 統計的变化点検出に基づく社会基盤施設の早期異常検知. 日本信頼性学会誌 37: 116-125. DOI:10.11348/reaishinrai.37.3_116.

- 気象庁 2018a. 気候変動監視レポート 2017. 30-35.
気象庁2018b. “過去の気象データ・ダウンロード”. 気象庁, <http://www.data.jma.go.jp/gmd/risk/obsdl/index.php> (参照: 2018/12/16)
松本 太・三上岳彦・福岡義隆 2006. ソメイヨシノの開花に及ぼすヒートアイランドの影響. 地理学評論 79: 322-334. DOI:10.4157/grj.79.6_322.
住里久美佳・長野和雄 2018. 日本における生活季節期日の全国分布の推定. 日本生気象学会雑誌 54: 111-134. DOI:10.11227/seikisho.54.111.
山川修治 1988. 東アジアにおける卓越気圧配置型の季節推移からみた近年の気候変動. 地理学評論61: 381-403. DOI:10.4157/grj1984a.61.5_381.
吉野正敏・甲斐啓子 1977. 日本の季節区分と各季節の特徴. 地理学評論 50: 635-651. DOI:10.4157/grj.50.635.
吉野正敏 2012. 季節感・季節観と季節学の歴史. 地球環境 17: 3-14.
若浦雅嗣 2004. 一般化加法モデルを用いた気温過程の平均・分散構造解析. 応用統計学 33: 181-200. DOI: 10.5023/jappstat.33.181.

(受付: 2019年2月11日, 受理: 2019年6月5日)

Temperature rise associated with climate change has been reported, however how have the seasons changed associated with the change? This report presents classification and long-term trends of seasons determined by temperature in Tokyo by a new method which does not depend on the absolute value of temperature. “Seasons determined by temperature” have six seasons and set step-wise changes in temperature as seasonal dates, therefore the seasons reflect only temperature aspects of climatological seasons. Seasonal dates determined by temperature are combination of dates which minimize the square errors of fitting to a transition of temperature statistical model that temperature is constant in each season. Comparison reveals that there is a clear deference between seasons determined by temperature and conventional seasons based on a condition of whether patterns all over Japan. The annual seasons determined by temperature from 1964 to 2013 reveals that the starting date of late summer moves back and that the length of summer is prolonged in Tokyo. The trend of seasons determined by temperature shows changes in annual transition of temperature independent from the temperature rise.

Key words : air temperature, change-point detection, climate change, robustness