

令和2年度 修士論文

日本における地表気温および水蒸気の
明治時代からのトレンドとその変動

Long-term Trends and Variability of Surface Temperature
and Humidity in Japan from the Meiji Era

高知工科大学大学院

工学研究科基盤工学専攻環境数理コース

気水圏動態研究室

1235011

佐井 彩乃 (Ayano Sai)

指導教員

端野 典平 准教授

柴田 清孝 名誉教授

要旨

大気中の水蒸気は、温室効果ガスとして最大の寄与を持ち、現在の大気の温室効果は約 5 割が水蒸気、約 2 割が二酸化炭素によるものである。一般に大気中の二酸化炭素濃度が上昇すると、気温および海面水温が上昇し、水の蒸発量が増え、大気中の水蒸気の増加につながる。水蒸気の増加によってさらに気温が上昇し、また水蒸気が増加するというサイクルが生まれる。これを水蒸気フィードバックと言い、水蒸気は地球温暖化に大きな影響を与えるフィードバック因子として位置づけられている。このような自然の仕組みが原因である水蒸気の増加は、多くの先行研究で指摘されている。しかし、水蒸気に関する解析は比較的近年のデータしか用いられておらず、最長でも 60 年ほどしかない。アメリカでは水蒸気観測は 1870 年代から開始しているが、水蒸気に関する解析は解析期間が限られている、また、解析対象が蒸気圧や相対湿度などであり絶対湿度ではない。

一方、日本には気象庁によってアーカイブされた地表気象データが最長で明治時代（1870 年代）から存在する。このような長期データを用いたトレンド解析は、特に気温、気圧、相対湿度について高い信頼性を持ってその変動を観察することができる。また、気温や水蒸気に関する長期トレンド解析は、気候モデルの検証や温暖化の評価、予測に用いることができる。このような背景から、本研究では、地表の気温および水蒸気に着目し、長期トレンドとその変動に焦点を当てた解析を行った。

年平均気温の長期トレンド解析の結果、全国で統計的に有意な昇温を示した（99%有意）。年平均相対湿度のトレンドは、ほとんどの地点で統計的に有意に減少していることが分かった。これは、昇温による飽和蒸気圧（飽和水蒸気量）の増加が原因であると考えられる。一方、年平均混合比のトレンドは、全国で単調なトレンドを示した気温、相対湿度とは異なる空間パターンを示し、増加・減少・ほとんど変化なしという 3 つのタイプに分かれる結果となった。また、季節別の混合比のトレンドにおいて、全季節を通して有意に正のトレンドを地点は北海道中央から道東および島根県浜田のみであった。近年（1960～2018 年）の年平均混合比のトレンドを調査した結果は、長期トレンド解析とは大きく異なり、先行研究で指摘されているようにほとんどの地点で統計的に有意に増加していた。この結果から、長期的に見ると必ずしも地表で水蒸気が増加しているわけではないことが明らかになった。

また、経験的直交関数（EOF）解析の結果、年平均気温のトレンドは、長期的な温暖化による昇温のシグナルを示す寄与率 86% の EOF-1（第 1 モード）でほとんど説明可能であった。第 2 モード（5%）は、関東を境に北側は正、南側は負を示しており、南北シーソーを表していた。年平均混合比の長期的な減少トレンドは、寄与率 10% であるが、EOF-2 の結果で説明されると考えられる。

目次

要旨

第一章 序論

- 1.1 研究背景と目的
- 1.2 絶対湿度と相対湿度
- 1.3 地球温暖化問題における大気中の水蒸気の位置づけ
- 1.4 ヒートアイランド現象
- 1.5 大気中の水蒸気に関する先行研究

第二章 解析手法

- 2.1 解析地点と使用データ
- 2.2 解析手法
 - 2.2.1 月平均相対湿度から絶対湿度を計算する方法とその評価法
 - 2.2.2 トレンド解析
 - 2.2.3 EOF 解析
 - 2.2.4 平均期間の定義
 - 2.2.5 統計検定

第三章 解析結果

- 3.1 月平均相対湿度から求めた絶対湿度の評価
- 3.2 長期トレンド
 - 3.2.1 各地点の気温・混合比・相対湿度のトレンド
 - 3.2.2 トレンドの空間分布
- 3.3 EOF 解析
- 3.4 各指数との相関関係

第四章 総括

- 4.1 まとめと考察
- 4.2 今後の課題

参考文献

謝辞

付録

第一章 序論

1.1 研究背景と目的

近年、人為起源の温室効果ガスの増加、特に二酸化炭素濃度の上昇が引き金となり、気温および海面水温が上昇している。それに伴い水の蒸発量も増加し、全球的に水蒸気量が増加していると考えられている。大きい温室効果を持つ水蒸気が大気中で増加すると、さらに温暖化が進行し、また水蒸気が増加するというサイクルが生まれる。これを「水蒸気フィードバック」という（国立環境研究所）。一般に気温が 1°C 上昇すると、相対湿度一定の条件のもと、水蒸気は 7% 増加すると言われている。これは、

$$\delta rr(\%) \sim \delta RH(\%) + 7 \left(\frac{\%}{^\circ\text{C}} \right) \times \delta T(^{\circ}\text{C}) \quad (1)$$

の式で表され、先行研究ではこの近似式に非常に近い水蒸気の変化が報告されている（Dai, 2006）。

このように地球温暖化に直接的に影響を与える水蒸気（絶対湿度）の解析は中国やアメリカ、また全球的に行われており（Zhai, 1997; Gaffen and Ross, 1999; Dai, 2006）、ほとんどの地域や国で水蒸気の統計的に有意な増加が報告されている。日本における 100 年以上にわたる長期の解析は、高知と佐賀の 2 地点でしか行われていない（原、2018）。また、香川県における長期的（高松：1921～1995 年、多度津：1893～1995 年）な水蒸気の解析が行われているが（山地ら、1999）、絶対湿度ではなく相対湿度の減少が報告されているのみである。相対湿度は気温と水蒸気量によって変化するため、降雨や都市化の評価として有用であるが、温暖化の直接的な評価は難しいと考えられる。

日本では最長で明治時代から蓄積されたデータが月平均値としてアーカイブされており、電子ファイルとして利用できる形で存在する。

以上から、本研究では、この 100 年以上の長期データを用いて日本全域の地表気温および混合比、相対湿度のより正確な長期トレンドとその変動を明らかにすることを目的としている。また、気温・混合比・相対湿度のトレンドやその変動特性の原因を調査する目的として、各要素の時空間変動を把握し、地球の中長期的な気候変動との関連を調査する。

1.2 絶対湿度と相対湿度

大気中の水蒸気について述べる時、相対湿度と絶対湿度の 2 つがあることに注意しなければならない。相対湿度とは、ある温度における飽和蒸気圧（飽和水蒸気量）に対する実際の蒸気圧（水蒸気量）の比（%）であり、蒸気圧一定の条件で温度が増加すると相対湿度

は減少する。一般に「湿度」と表記するときは相対湿度のことを表している。

絶対湿度とは実際に大気中に含まれる水蒸気量を表す。絶対湿度には「比湿」と「混合比」があり、比湿は「ある湿度の空気中に含まれている湿潤空気 1 kg に対する水蒸気の質量の比 (g/kg)」である。一方、混合比は「ある湿度の空気中に含まれている乾燥空気 1 kg に対する水蒸気の質量の比 (g/kg)」を意味している (小倉、2000)。2つの値はほとんど同じであり、本研究は地表面に限った解析であるため、絶対湿度についての解析は全て混合比の値を用いている。

絶対湿度は、相対湿度 (RH) と気温 (T) からある近似式を使って求めることができる。飽和蒸気圧 (E_s) は、次の実用的な実験式であるテテンの式

$$E_s = 6.11 \times \exp \left\{ \frac{aT}{(b+T)} \right\} \quad (2)$$

を用いて計算する。気温に対応する飽和蒸気圧を式(1)で求めた後、

$$rr_{RH} = \frac{622 \times RH \times E_s(T)}{P - RH \times E_s(T)} \quad (3)$$

から混合比を計算できる。 rr_{RH} は相対湿度から求めた混合比を表す。

1.3 地球温暖化問題における大気中の水蒸気の位置づけ

近年、人間活動によって排出された温室効果ガスによって、地球温暖化は進行を続け、全球的に様々な影響を及ぼしている。昇温による海面水位の上昇は、沿岸の環境を大きく変えてしまう。さらに、昇温により水位だけでなく、海面水温の上昇によって水の蒸発量が増し、豪雨や大型台風の増加などの自然災害なども懸念されている。全球規模で海洋の温暖化は進んでおり (+ 0.55 °C century⁻¹)、海洋の環境の変化が長い時間をかけて気候に反映されていることが分かっている (IPCC 第 5 次評価報告書)。

このような現象は、技術開発や産業が著しく発展してきた 1970 年半ばから激しい変動をしていることから、人間活動による二酸化炭素の排出が最も注目されている。しかし、地球温暖化を進行させている温室効果ガスは二酸化炭素だけではない。本研究では大気中の水蒸気に焦点を当てており、これは温室効果ガスとして最大の寄与を持つことで知られている。人間活動に伴う蒸発量や排出量は、自然の絶対量とその変動に比べると少なく、二酸化炭素濃度上昇によって起こる昇温に伴い、自然の仕組みによって大気中の水蒸気量が増加し、温暖化の加速につながると言われている (IPCC 第 5 次評価報告書)。ここでいう自然の仕組みとは、相対湿度が一定と仮定したとき、気温 (飽和水蒸気量) の上昇 (増加) によって水蒸気量も増加するという仕組みである。水蒸気は二酸化炭素の約 2 倍の温室効果を持っており (国立環境研究所)、二酸化炭素によって起こる温暖化をさらに加速させる強力な

フィードバック因子である。以上から、大気中の水蒸気は温暖化などの気候変動の根幹に関わるものであると位置づけできる。この重要な因子である水蒸気の長期トレンドの調査は、地球温暖化に直接的な評価に繋がると言える。

1.4 ヒートアイランド現象

ヒートアイランド現象は、昇温の仕組みやその規模が地球温暖化とは全く異なっているため、地球温暖化とは全く別物である。しかし、人間活動が原因となり昇温するという点では同じである。ヒートアイランド現象とは、都市の気温が周囲よりも高くなる現象のことであり、人工的な構造物や排熱を要因として気温が上昇する現象である。“都市がなかったと仮定した場合に観測されるであろう気温に比べ、都市の気温が高い状態”と言い換えることもできる（気象庁）。そのため、都市部の気温上昇は、地球温暖化によるものに、都市化による影響が加わっていることを考慮しなければならない。

ヒートアイランド現象の要因である都市化は、大気中の水蒸気（ここでは相対湿度）の長期変動にも影響を与えていると考えられている（気象庁）。都市部の相対湿度は年々減少しており、気温上昇に伴う飽和蒸気圧の増加によって相対湿度が下がることが主な要因として考えられている。それに加え、都市域では植物の減少による蒸発散の効果が弱くなり、結果として水蒸気そのものが減少していることも要因の一つであると指摘されている（藤部、2012、2017）。ヒートアイランド現象の要因である都市化は、地表水蒸気に対して温暖化とは全く異なる影響を与えていること、また、地域によって都市化の進行具合が違うために異なる変動特性があることが考えられる。

1.5 大気中の水蒸気に関する先行研究

大気中の水蒸気は、前述のとおり、世界各地でそのトレンドと変動を探る解析が行われている。1976~2004年の期間で全球の比湿トレンド解析を行った Dai (2006) は、全球で年平均比湿は $0.06 \text{ g kg}^{-1} \text{ decade}^{-1}$ の増加、北半球に絞ると $0.08 \text{ g kg}^{-1} \text{ decade}^{-1}$ の増加を報告している。気温の変動についても同期間で $0.16 \text{ }^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ （全球）、 $0.20 \text{ }^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ （北半球）の昇温を報告している。また、さらに Dai は気温、比湿、相対湿度について経験的直交関数 (EOF) 解析を行っている。気温の変動の約 17% は温暖化のシグナルを示す第 1 モードで説明されている。比湿における EOF の第 1 モードは気温と高い相関を持っており、比湿の経年変化は気温の変化に密接に追従して増加していることを指摘している。気温、比湿の EOF 第 2 モードの時系列スコアは、南方振動指数 (SOI) と非常に高い相関をもっており、比湿と SOI

の相関係数は-0.82であった。この結果から、全球気温と水蒸気分布の変動にはエルニーニョ・ラニーニャ現象が影響を及ぼしていることが示唆されている。また、比湿が気温の変化に密接に追従して増加していることを Clausius-Clapeyron の定理を用いて説明している。例えば全球では、気温と比湿の経年変化の相関係数は 0.90 であり、相対湿度が一定であると仮定したとき、気温が 1°C 上昇すると比湿は 4.9 % 増加していることを示した。本研究でも式(1)を用いて同様の解析を行ったが、先行研究のような大きな値にはならなかった(付録 1, 2)。

Gaffen と Ross (1999) は、1961～1995 年の期間でアメリカの地表比湿のトレンドを調査している。アラスカにおける冬季比湿トレンドが最大であり、9 % decade⁻¹ の増加であった。また、ヨーロッパでの調査においては地表比湿が 3 % decade⁻¹ 増加していた (Gutzler, 1996)。アメリカの近年の調査では、Brown と DeGaetano (2013) が 1947～2010 年の比較的長期間の 64 年分データを用いた比湿トレンドを報告している。ここでもアラスカにおける冬季のトレンドが有意な上昇を示していたことが論じられている。日本から距離に近い中国では 1970～1990 年の期間の可降水量 (PW: Precipitable Water, 鉛直積算した水蒸気量) について同様の解析が行われている (Zhai, 1997)。中国でも冬季で 2.6 % decade⁻¹ の最大の増加トレンドを示しており、年平均値では 1.2 % decade⁻¹ の増加であった。

アメリカでは 1870 年代から水蒸気観測が始まっているが、水蒸気に関する解析は Kincer (1922) による 1888～1913 年の相対湿度、乾球湿球温度差、蒸気圧マップの作成や、Visher (1954) による 1899～1938 年におけるアメリカの相対湿度分布のマップ作成などが行われている。これらの研究は解析期間が限られており、また、解析対象が蒸気圧や相対湿度などであり絶対湿度ではない。また、Brazel と Balling (1986) は、アリゾナ州フェニックスの 1896～1984 年という長期的な湿度記録を調査し、局地的な影響を求めているが、これも相対湿度の解析である。

このように、世界各地で大気中の水蒸気トレンド解析が行われ、ほとんどの地域で水蒸気の有意な増加が報告されている。しかし、これらの解析は比較的短い期間で行われており、最長でも約 60 年のデータしか用いられていない。また、長期のデータがある国や地域でも絶対湿度の調査は行われておらず、相対湿度などの分布の調査にとどまっている。日本では、明治時代から地道な気象観測が行われており、気象庁によって 100 年以上のデータが全国の多くの気象官署ごとにアーカイブされている。本研究ではこの長期データを用いて解析を行う。

第二章 解析手法

2.1 解析地点と使用データ

トレンド解析に使用したデータは、気象庁の 1870 年代、1880 年代、もしくは 1890 年代から 2018 年までの気温・気圧・相対湿度の月平均値である。使用データ期間が地点によって異なるのは、観測地点ごとに観測開始した時期が異なるためである。また、空間的な空白を防ぐために 1900 年代、1910 年代から観測を開始した地点も含んでいるが、いずれの地点も 100 年以上のサンプル数を持っている。

また、電子ファイルで利用できる絶対湿度（蒸気圧）のデータは 1961 年以降からの 6 時間間隔データであり、1 時間間隔で観測された水蒸気データは 1990 年以降からしかない。それ以前の水蒸気データは月平均相対湿度のみであるため、月平均相対湿度から月平均混合比に換算する方法の評価が必要である。この評価には、1990～2018 年の気温、気圧、相対湿度、蒸気圧の 1 時間値を使用する。この評価に用いた地点は、全国の気象台および元測候所を含む札幌、帯広、宮古（岩手県）、八丈島（東京都）、伏木（富山県）、松山、高知、巖原（長崎県）、名瀬（鹿児島県）、石垣島の 10 地点である（表 1、太字）。上記の 10 地点は混合比の絶対値の幅が大きくなるよう、亜寒帯に属する北海道から亜熱帯に属する沖縄の離島まで、日本全域から広範囲で選んでいる。

トレンド解析に用いた地点は、日本全域の気象台と元測候所などの気象官署全 63 地点である。前述のとおり、100 年以上前から観測を開始し、かつ観測点が移転した後もデータの均質性が保たれている地点を選出した。各都道府県に 1～2 か所の気象台および測候所が存在しており、稀に 3 か所ある県（長野県）も存在する。北海道は、上述の条件にのっとり、各支庁から 1 地点、もしくは 2 支庁から 1 地点を選んでいる。神戸は解析に用いるデータ数が十分であったが、観測所の移転により気温や相対湿度の観測地に影響が生じていたため除外している。図 1、表 1 に観測地点および地点一覧を示す。

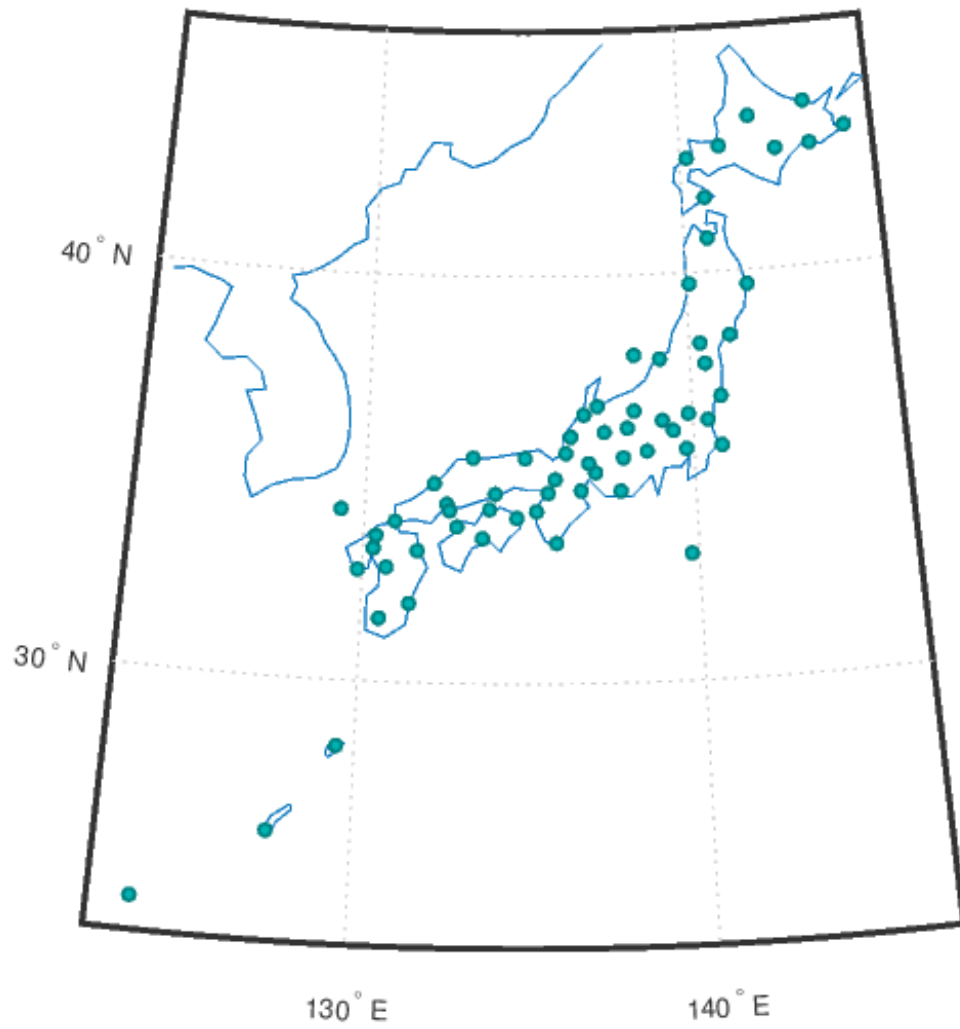


図1 解析を行った気象台および元測候所の全63地点.

表1 解析を行った気象台および元測候所の一覧.

No.	地点名	No.	地点名	No.	地点名
1	旭川	22	銚子	43	岡山
2	札幌	23	長野	44	広島
3	寿都	24	松本	45	呉
4	網走	25	飯田	46	浜田
5	根室	26	甲府	47	境
6	釧路	27	浜松	48	徳島
7	帯広	28	名古屋	49	多度津
8	函館	29	高山	50	松山
9	青森	30	岐阜	51	高知
10	秋田	31	津	52	下関
11	宮古	32	相川	53	福岡
12	石巻	33	新潟	54	大分
13	山形	34	伏木	55	厳原
14	福島	35	金沢	56	長崎
15	小名浜	36	福井	57	佐賀
16	水戸	37	敦賀	58	熊本
17	宇都宮	38	京都	59	宮崎
18	前橋	39	大阪	60	鹿児島
19	熊谷	40	豊岡	61	名瀬
20	東京	41	和歌山	62	石垣島
21	八丈島	42	潮岬	63	那覇

2.2 解析手法

2.2.1 月平均相対湿度から絶対湿度を計算する方法とその評価法

本研究では月平均相対湿度と気温から月平均絶対湿度（混合比）を計算し、その時系列データについてトレンド解析を行う。この計算から求めた疑似観測データが長期トレンド解析を行う上でどの程度の精度を有しているのか、その評価は必要不可欠である。

疑似観測データとして、上記の 10 地点（表 1、太字）における 1990 年からの気温、気圧、相対湿度、蒸気圧の 1 時間値からそれぞれの月平均値を求め、その月平均値から式 2、式 3 などを使って月平均混合比（ rr_RH ）のデータを作成する。また真の観測データとして、同期間、同データの 1 時間値から混合比を同様の方法で計算し、混合比の特別値の月平均データ（ rr ）を作成する。両混合比の比較は月・季節・年平均値と 100 年あたりの季節・年平均トレンドで行う。

上記の方法で両混合比データの評価を行い、十分な精度があることが確認できた場合トレンド解析を行う。

2.2.2 トренд解析

各地点の気温、相対湿度、混合比について季節平均・年平均データを作成し、各間隔でトレンド計算を行う。トレンド計算にはパラメトリック法の最小二乗法とノンパラメトリック法の Theil-Sen (Sen, 1968) の 2 つの方法を用いる。Theil-Sen 法は時系列の点のペアを通る全ての線分の傾きの中央値を選択するため外れ値 (outlier) の影響を受けにくく、結果はよりロバスト (robust) である。本研究の結果は全て Theil-Sen の方法で求めたトレンドの結果を記載している。

気象分野の「トレンド」とは、時系列データを直線近似したときの傾きを言う。1 年あたりの変化量を求め、分母分子を 100 倍し、その値を 100 年あたりのトレンドとしている。

2.2.3 EOF 解析

本研究ではさらに、各要素の時空間変動を把握するために経験的直交関数 (Empirical Orthogonal Function, 以下 EOF) 解析を行った。EOF 解析とは、時系列データに適用する主成分分析のことであり、元の時系列データから作成した分散共分散行列の固有ベクトルと

固有値を求めることで計算できる。時系列データの卓越している相関関係を抽出し、散布図の中でのばらつき具合を最もよく説明する直線軸を探し出す手法である。また、固有値の和に対するそれぞれの固有値の割合から「寄与率」が計算でき、寄与率によってそれぞれの卓越した変動が全分散の何%を占めているかが分かる。

2.2.4 平均期間の定義

本研究では、月平均値から季節平均、年平均データを作成している。ここでの平均値計算の条件は、月平均は1時間値が24 (h)×20 (days)以上、季節平均は月平均が2ヶ月以上、年平均は4季節平均とし、この条件を満たさない場合は欠測とした。季節平均は、前年の12月と1,2月を冬季 (DJF)、3,4,5月を春季 (MAM)、6,7,8月を夏季 (JJA)、9,10,11月を秋季 (SON) と設定し、それぞれの季節で3ヶ月平均を行っている。この条件から、年平均は月データで表すと前年の12月～11月となっている。

2.2.5 統計検定

一般にトレンド解析を行う際、そのトレンドが統計的に意味のある変化であるかどうか確認を行う必要がある (有意検定)。自然変動によって毎年異なる値となる気象観測値は、人為起源の気候変動などによる値の変化がなかったとしても、たまたま大小偏った値が続くと、偶然に長期的な変化傾向がみられる可能性がある (気象庁)。よって、トレンド解析をする際は、その長期変化が偶然出ないことを示すために行うのが統計的有意検定である。

本研究では、トレンド計算を最小二乗法および Theil-Sen 法の二つの方法で行っている。

線形回帰分析で求めたトレンドは t-検定を行い、その有意性を調べている。

ノンパラメトリック法で求めたトレンドは、同じくノンパラメトリックな検定法である Mann-Kendall 法を用いている (Kendall, 1938)。前述のとおり、トレンドを調べるとき、線形回帰分析では時系列の始まりや終わりにある外れ値の影響を受けやすいが、ノンパラメトリック法では「理想化された仮定からの小さなずれに敏感でない」、つまり外れ値の影響を受けにくい点で優れている (松山、谷本、2006)。これは時系列データが正規分布していなくても適用でき、事前に時系列データの度数分布を調べる必要がない。Mann-Kendall 検定法の統計検定量 τ は

$$\tau = 4 \left(\frac{\sum_{i=1}^N n_i}{[N(N-1)]} \right) - 1 \quad (4)$$

で求めることができる。ここでの n_i はサンプル数 N の時系列において、 i 番目の値よりも大きい値が i 番目よりうしろにいくつあるかを示したものである。

τ の統計的有意性を調べるためには以下の τ_g と比較をする。

$$\tau_g = \pm t_g \left[\frac{(4N + 10)}{9N(N - 1)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

ここで t_g は与えられた有意水準（5%もしくは1%）における両側 t -検定での t 値である。

検定すべき帰無仮説は「時系列のトレンドはない」であり、 $\tau > \tau_g$ のとき帰無仮説は棄却され、「時系列のトレンドは統計的に有意になる」と言える。

本研究の統計的有意性の結果は、全て Mann-Kendall 検定法の結果を記載している。

第三章 解析結果

3.1 月平均相対湿度から求めた絶対湿度の評価

100年以上前から気象観測を開始した地点の1990～2018年の地表気温、気圧、相対湿度の1時間値を用いて日平均値を作成し、月平均化したデータから式で求めた月平均混合比(rr_RH)の精度の評価を行った。比較対象は前章で述べたとおり、1990～2018年の1時間値から計算した同地点の真の混合比の月平均値 rr である。

年平均混合比の比較の結果、年平均値は全体で $5\sim 18\text{ g kg}^{-1}$ の範囲であり、両混合比が等しいことを表す傾き1の直線上に集中し、ほとんど一致していた(図2)。ただし、絶対値が大きい季節や地点においては若干の過小評価が見られたが、その誤差は 0.1 g kg^{-1} と非常に小さかった。両混合比の相対誤差を図3に示す。ほとんどの地点で2%以内の誤差に収まっていた。誤差の値が曲線状に集中しているのは混合比の値を計算する際に小数1桁までしか求めていないためであるが、混合比は一般に小数1桁表記であり、テテンの式の有効数字は満たしている。

混合比の季節別の相対誤差は、冬・秋において過小評価が大きく、夏・春においては過大評価が大きくなっている(図4)。冬季における誤差は絶対値(分母に当たる数字)が小さいためにその分(負の)誤差も大きくなってしまいが、夏季は逆に過大評価が大きいため、年平均化したときに互いの誤差が打ち消され、小さくなっていると考えられる。

次に1990～2018年における100年あたりの両混合比の季節・年平均トレンドの比較を行った。季節・年平均トレンドは $-1.0\sim 5\text{ g kg}^{-1}\text{ century}^{-1}$ の範囲であり、約 $0.2\text{ g kg}^{-1}\text{ century}^{-1}$ の過大評価が見られたが、ほとんどの季節・年で傾き1の直線上に集中していた(図5)。また、トレンドにおける相対誤差はほとんど10%以内に収まっていた(図6)。

ここまでは1時間ごとの観測データを用いて比較を行ってきた。次に、観測間隔が rr_RH に与える影響を評価した結果を述べる。气象台や測候所などに自動観測装置が普及するまで、3～6時間、あるいはそれ以上の時間間隔で手動観測が行われていた。そのため、1990年以前のデータについては1時間間隔ごとのデータ(1時間値)から日平均値や月平均値を算出することができなかった。このことを踏まえて、1990～2018年の同期間において、3～6時間とより長い時間間隔を用いて作成した日データから計算した月平均混合比 rr_RH と真の混合比 rr との間で追加比較を行った。その結果、 rr_RH も1時間間隔の値と同等の精度であることが分かった(略図)。これらの時間間隔を長くして比較した結果、月平均値を代入した計算に基づいた rr_RH は、1880年代以降の絶対湿度の長期的な変動を定量的に評価できることが示された。

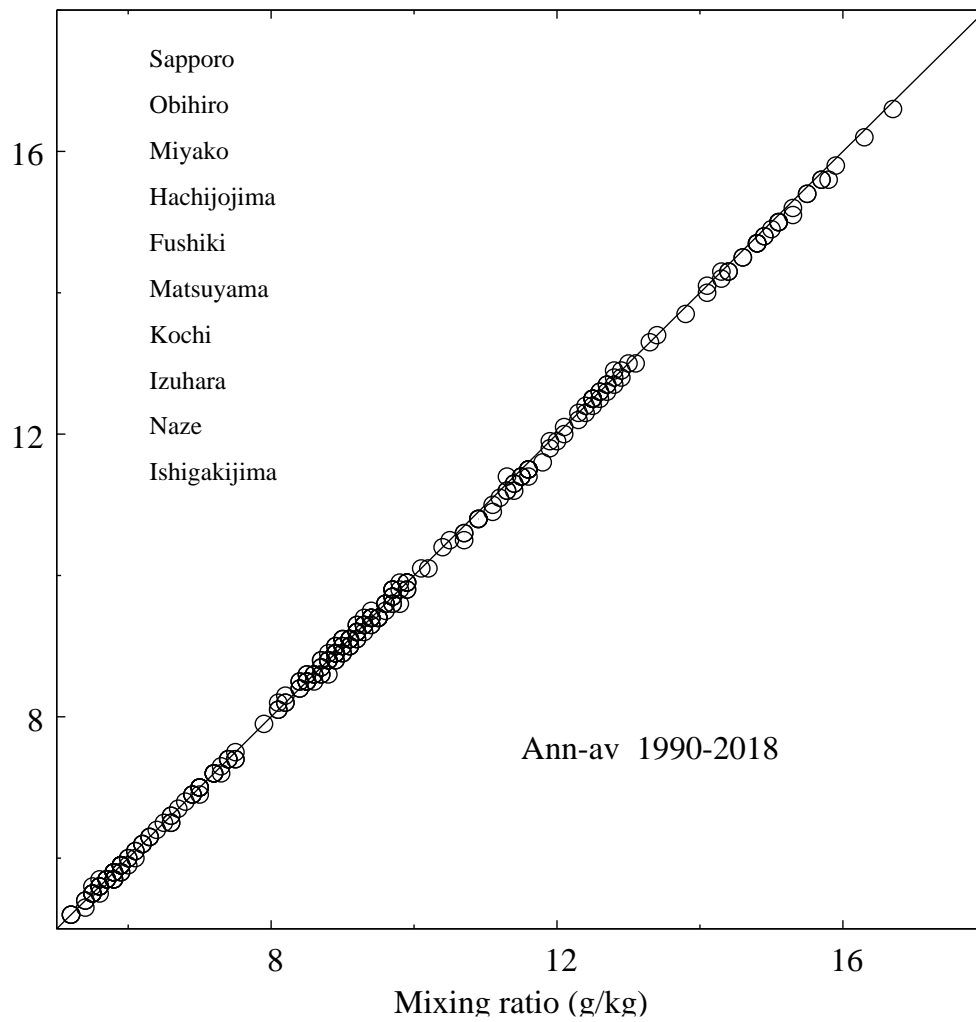


図2 上記10地点における1990-2018年の年平均混合比の比較(29yr×10sites).
 横軸は混合比の年平均 rr ($g\ kg^{-1}$), 縦軸は月平均相対湿度から求めた混合比の年平均 rr_{RH} ($g\ kg^{-1}$). 直線は両混合比が等しいことを表す $y = x$.

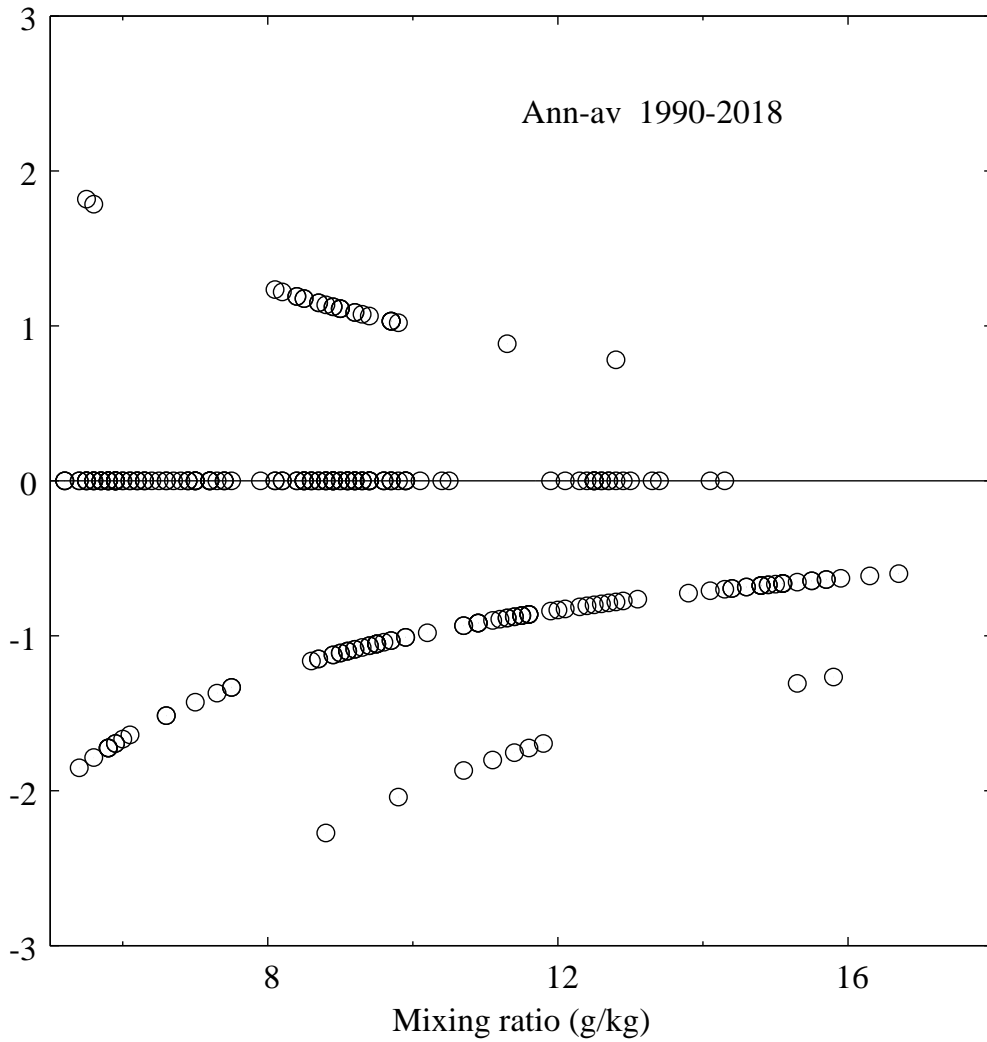


図3 1990-2018年における年々の年平均 rr_{RH} の誤差。
 横軸は混合比の年平均 rr ($g\ kg^{-1}$), 縦軸は $(rr_{RH} - rr) / rr$ (%) .

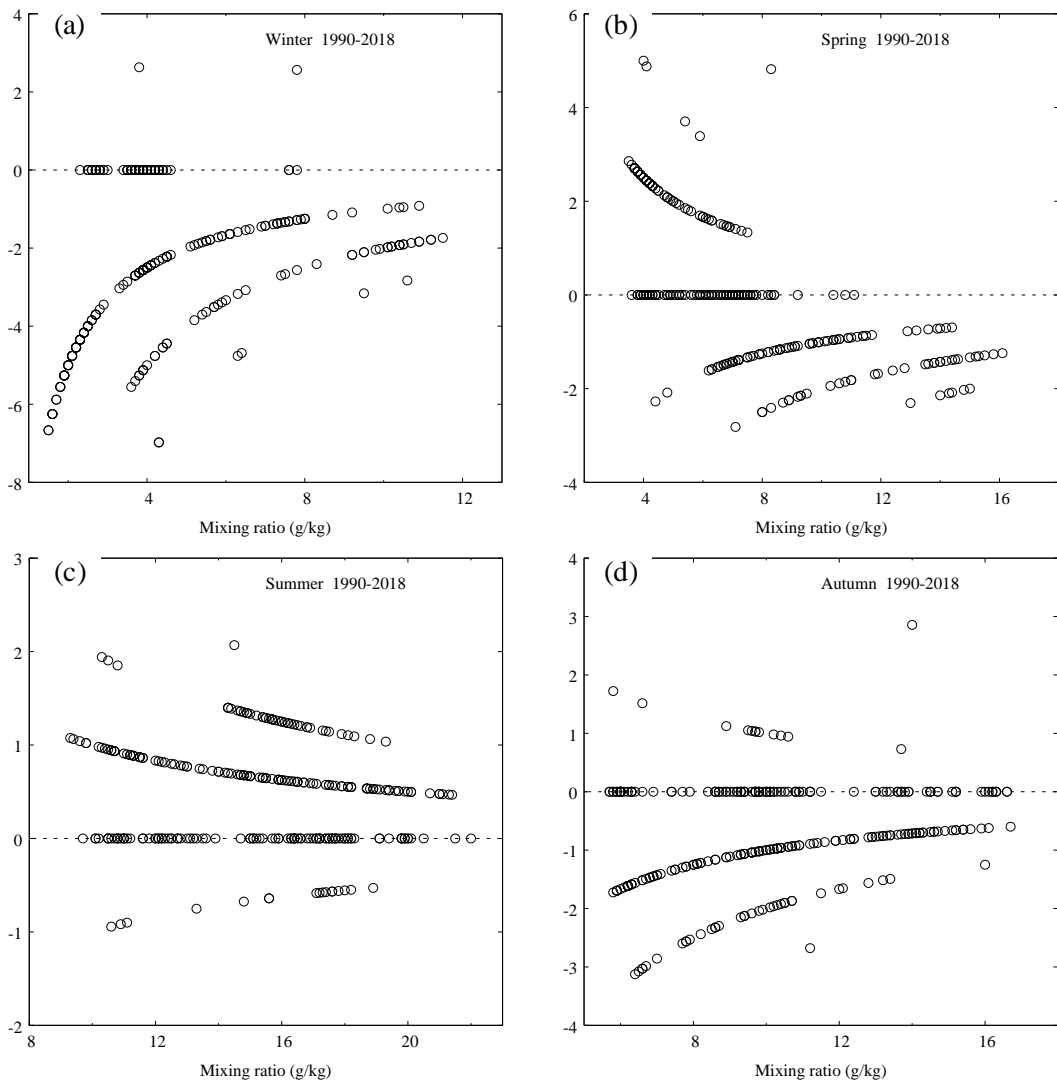


図4 10地点における季節平均値 (a: 冬, b: 春, c: 夏, d: 秋) の1990-218の年々の rr_RH の誤差. 横軸は rr ($g\ kg^{-1}\ century^{-1}$), 縦軸は $(rr_RH - rr) / rr$ (%).

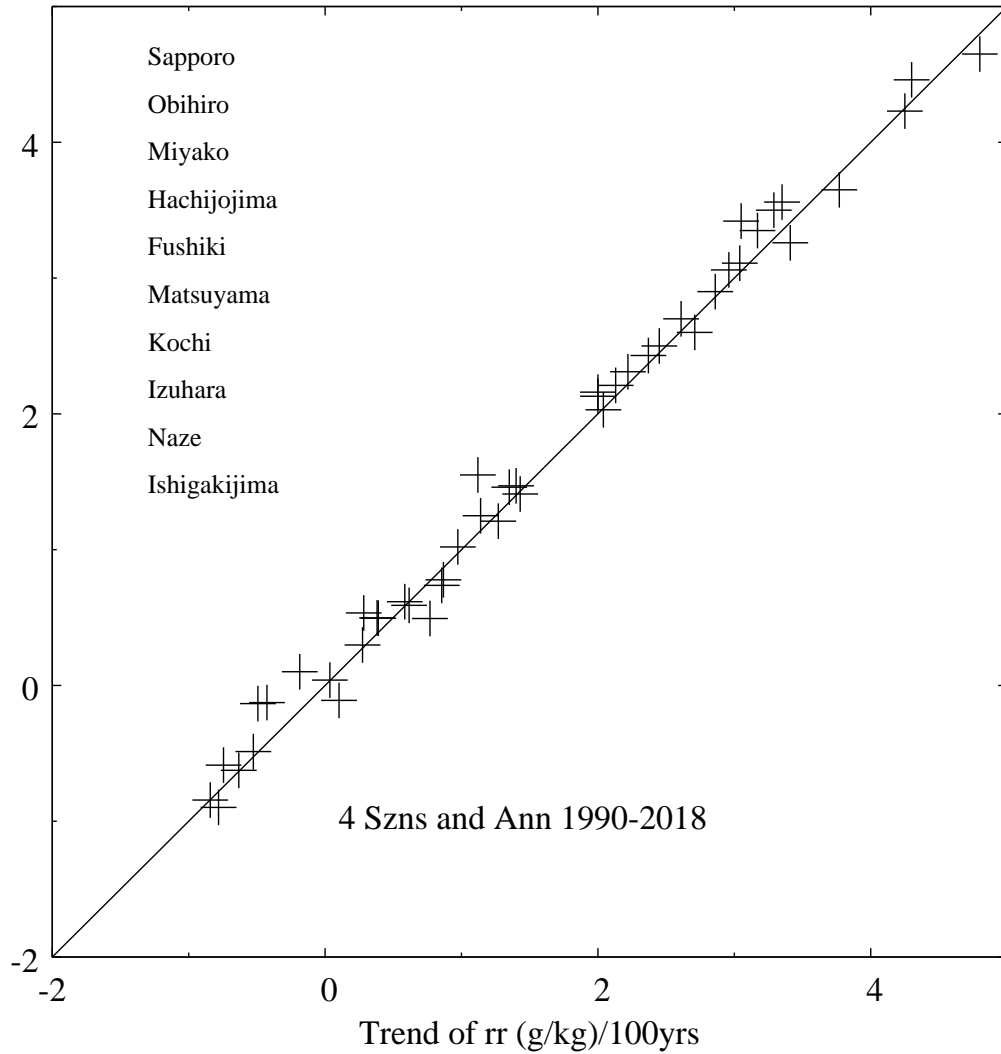


図5 上記10地点における1990-2018年の季節・年平均混合比の100年あたりのトレンド比較。横軸は混合比の年平均rrのトレンド($\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$)、縦軸は年平均rr_RHのトレンド($\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$)。直線は両混合比が等しいことを表す $y=x$ 。

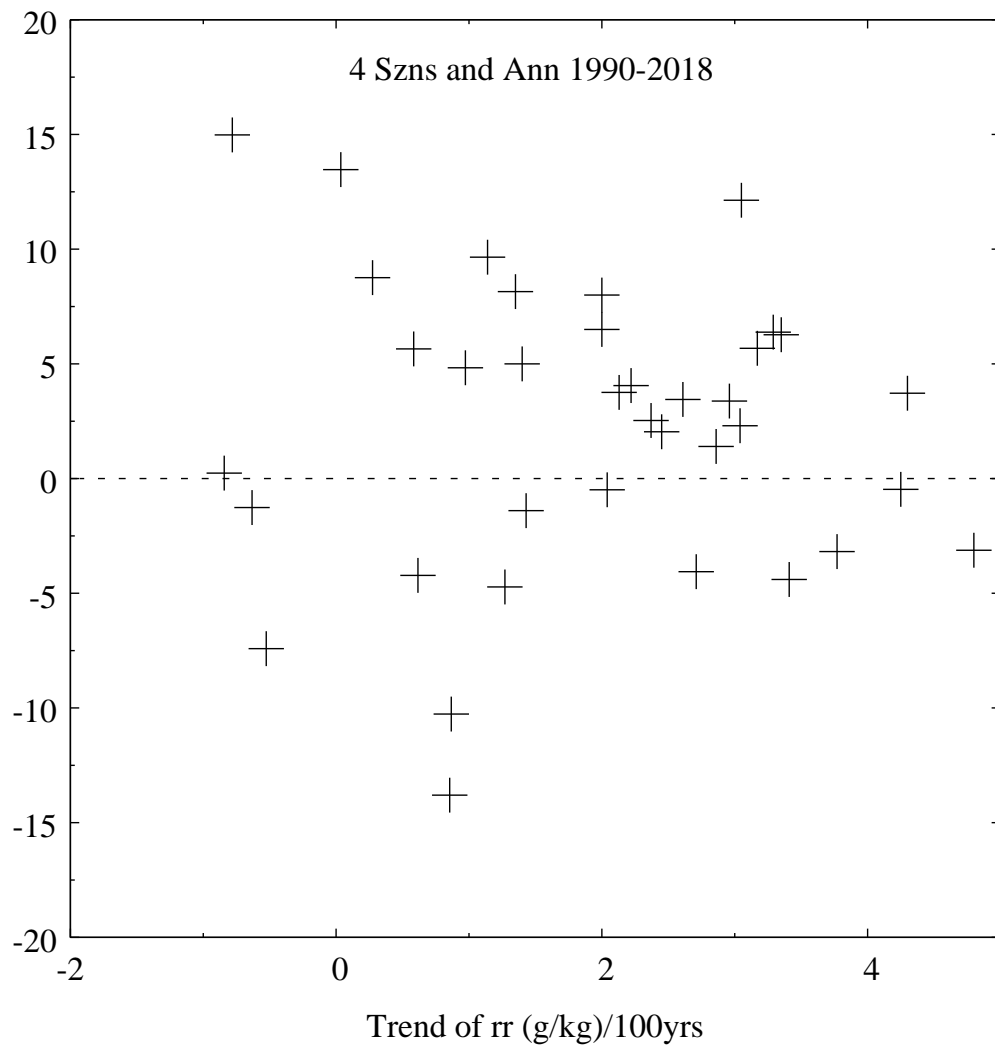


図 6 1990-2018 の 10 地点における 4 季節・年平均 rr_RH のトレンド(Tr)の誤差. 横軸は rr のトレンド($\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$), 縦軸は $(\text{Tr}(\text{rr_RH}) - \text{rr}(\text{Tr})) / \text{Tr}(\text{rr}) (\%)$.

3.2 長期トレンド

3.2.1 各地点の気温・混合比・相対湿度のトレンド

様々なインターバルで作成した月平均値（気温・気圧・相対湿度）から算出した月平均混合比は、トレンド解析に用いることができる精度を有していることを前節で示した。そこで、各解析地点の観測開始時から2018年までの100年以上のデータを用いて、気温・混合比・相対湿度の季節平均、年平均データを作成した。その後、上記3要素の100年あたりのトレンドを求めた。

日本全域における長期トレンド解析の結果、年平均気温については $0.4 \sim 2.4 \text{ } ^\circ\text{C century}^{-1}$ の統計的に有意な昇温をしていることが分かった。統計的有意性は全地点で99%であった。最も小さい昇温は八丈島、最も大きい昇温は東京、福岡、京都などで見られた。東京や福岡、京都などの大都市とされる地域での昇温はほかの地点と比べても大きい値であり、温暖化の全球規模の気候的な影響だけでなく、人為的な排熱や土地利用の変化によるヒートアイランド現象の昇温が上乗せされていることが明確となった。

年平均相対湿度のトレンドは、日本全域で統計的に有意な $-1.6 \sim -13 \text{ } \% \text{ century}^{-1}$ の減少であった（99%有意、八丈島および浜田の有意性は95%）。これは気温上昇に伴い、飽和蒸気圧（飽和水蒸気量）が増加した分、空気に含まれる水蒸気量が相対的に小さくなったためであると考えられる。

一方年平均混合比のトレンドは、日本全域で有意な単調なトレンドを示した年平均気温、年平均相対湿度とは異なり、有意な増加、有意な減少、ほとんど変化なしの3つの空間パターンに分かれていた。 $-0.1 \sim -0.4 \text{ g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$ の統計的に有意な減少トレンドを示した領域は主に本州太平洋側、四国、九州東部に集中しており、反対に北海道中央から道東、本州日本海側、九州西部および離島では有意な増加トレンドを示していた。トレンドの空間分布については次節にて詳しく述べる。

ここでは気温・相対湿度が単調な増加と減少を示し、かつ混合比のトレンドが有意に増加、減少していた地点およびほとんど変化していなかった地点の例を挙げる（図7～9、それぞれ浜田（島根県）、多度津（香川県）、網走（北海道））。

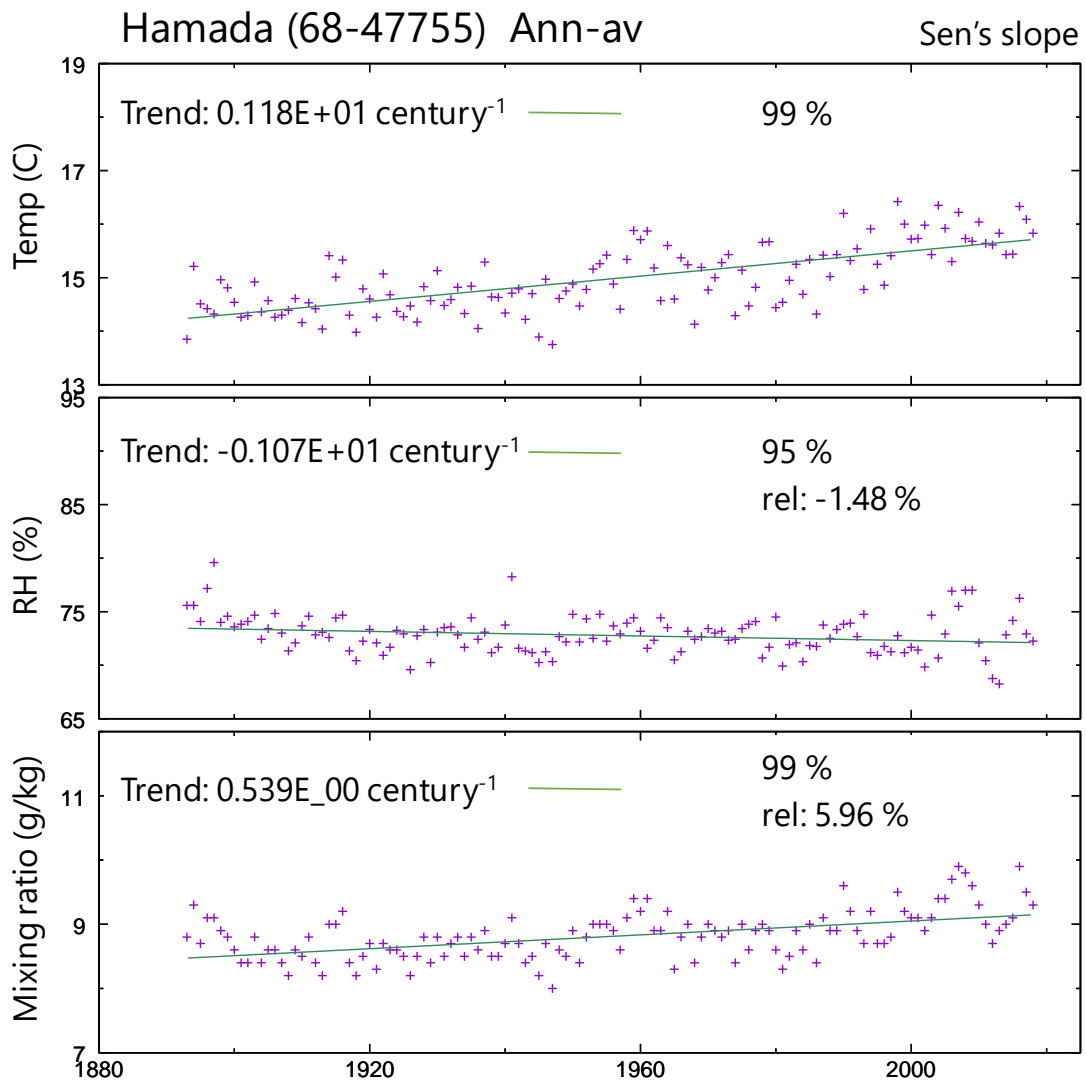


図7 島根県浜田の各年平均値 (+) とトレンド (直線). 上から年平均気温(°C), 年平均相対湿度(%), 年平均混合比(g kg⁻¹)を表す. 浜田では混合比は有意に増加している (99 %).

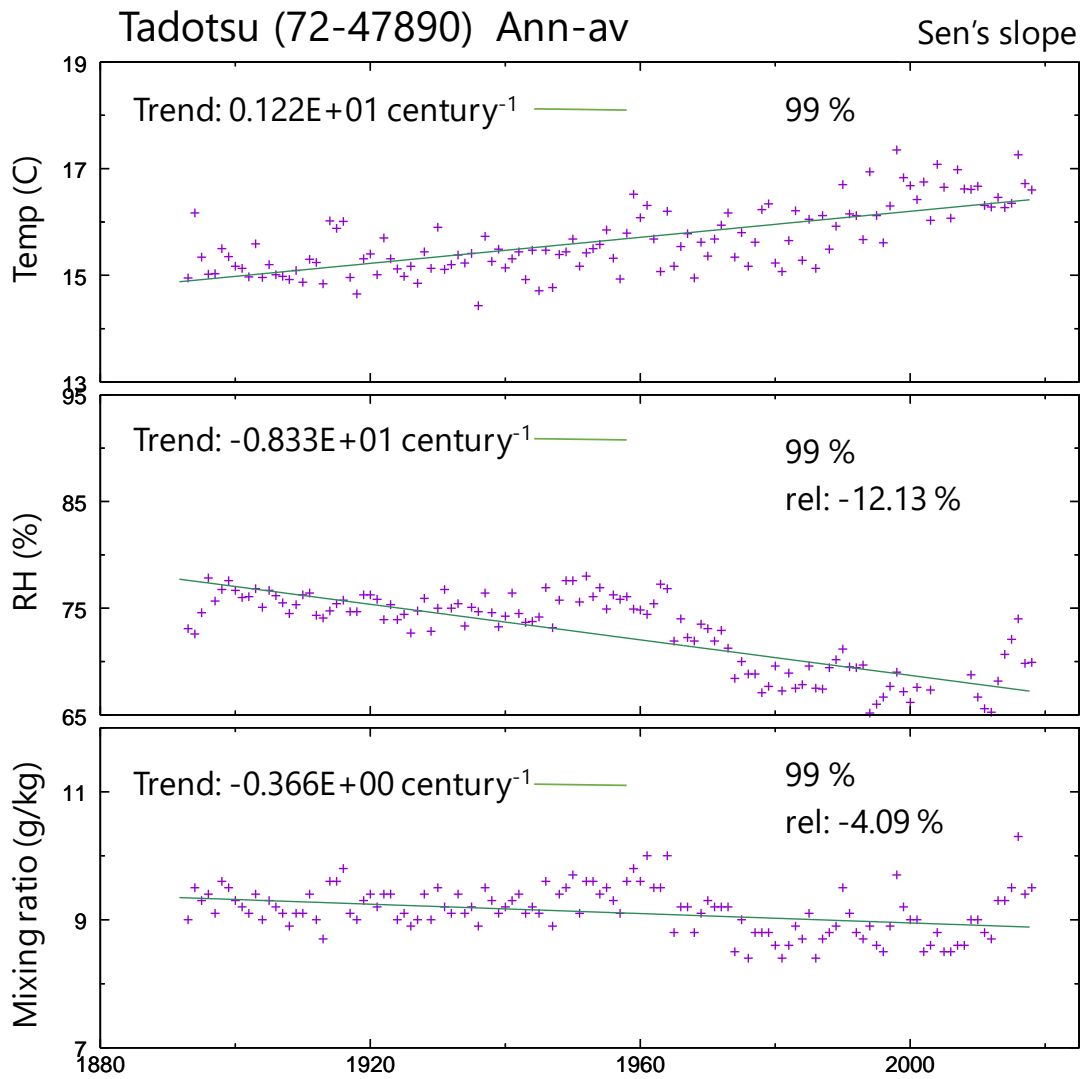


図8 香川県多度津の各年平均値(+)とトレンド(直線). 上から年平均気温(°C), 年平均相対湿度(%), 年平均混合比(g kg^{-1})を表す. 多度津では混合比は有意に減少している(99%).

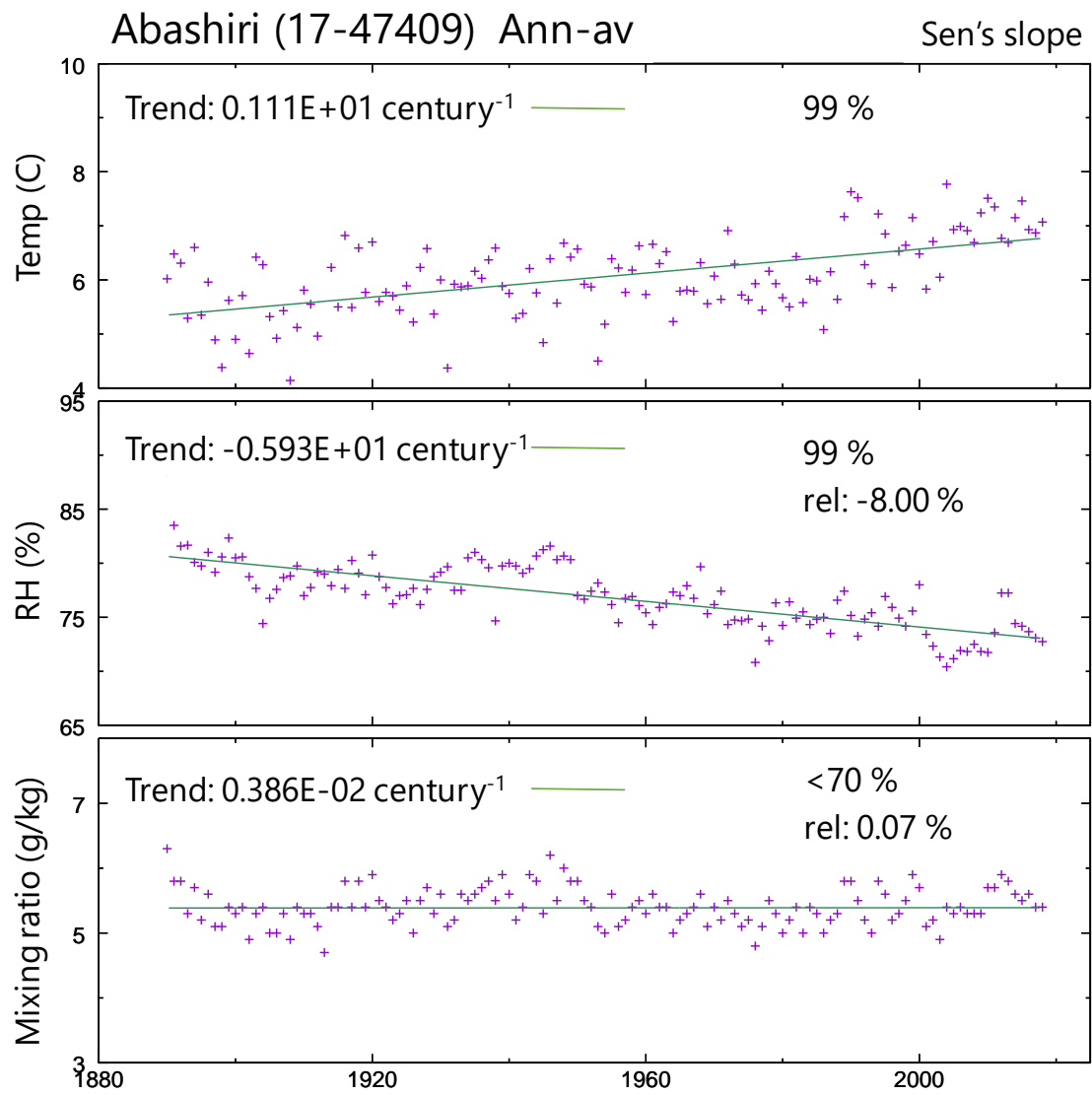


図9 北海道網走の各年平均値(+)とトレンド(直線). 上から年平均気温(°C), 年平均相対湿度(%), 年平均混合比(g kg⁻¹)を表す. 網走では, 混合比の統計的に有意な変化はない.

3.2.2 トレンドの空間分布

前節にて、年平均気温および年平均相対湿度のトレンドは全国で単調な増加／減少トレンドを示していたが、年平均混合比のトレンドについては日本全域で異なる空間分布をしていたことに言及した。本節ではトレンドの二次元マップを図示し、年平均だけでなく季節平均トレンドについても述べる。

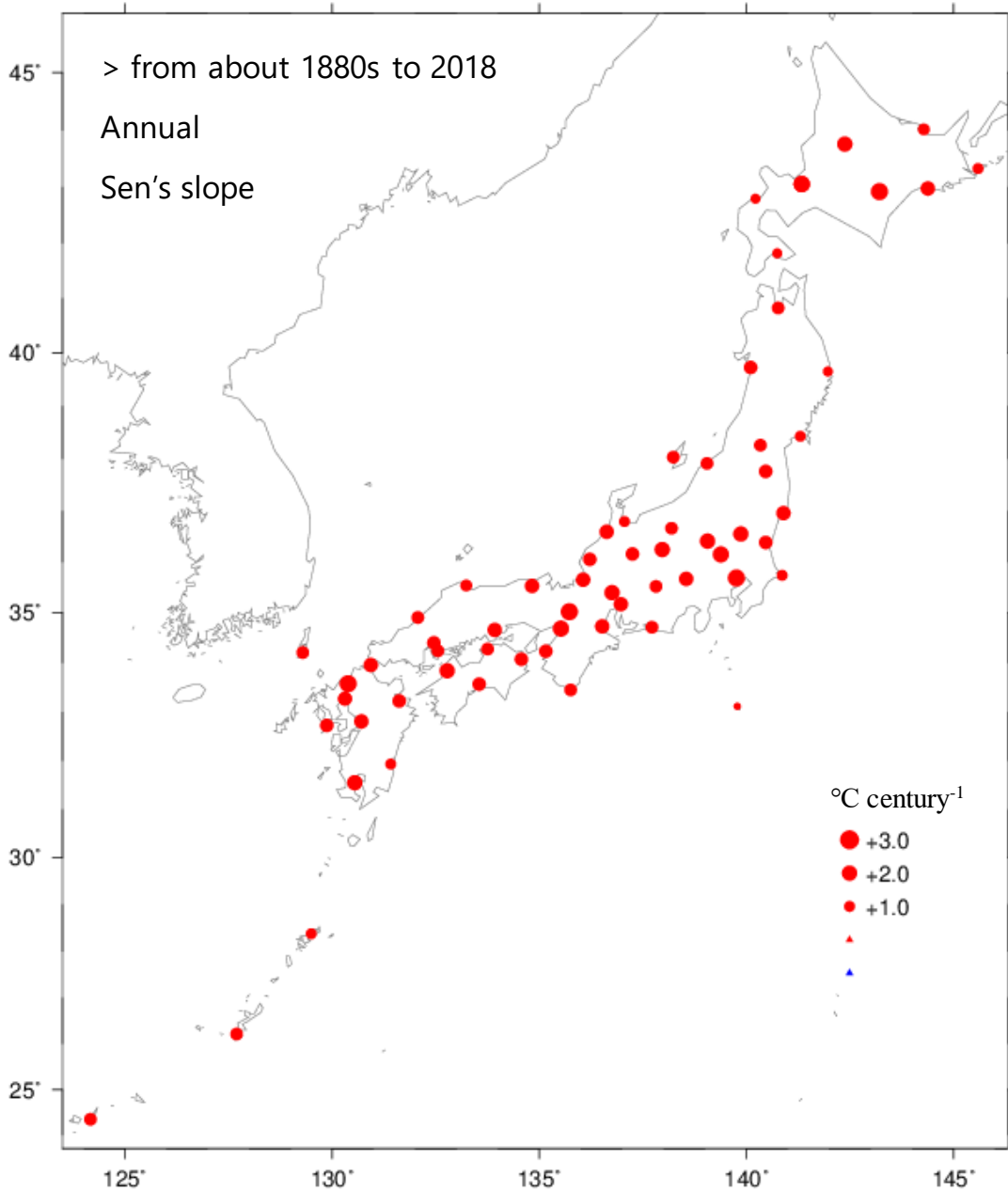
図 10 に 1880s ~ 2018 年における年平均気温の 100 年あたりのトレンドマップを示す。前述のとおり、気温については全国で一様な昇温が見られた。特に北海道や都市部で大きい昇温が確認されている。これは地球温暖化による昇温に都市化などの人為的な要因が重なったためであると考えられる。海の影響を受けやすい離島（八丈島、相川、巖原、名瀬、那覇、石垣島）の昇温の度合いはほかの地点と比べて約 $0.4 \sim 1.3 \text{ }^\circ\text{C century}^{-1}$ と比較的小さかった。地球温暖化の影響は受けているが、都市化の影響はほとんどないことが示唆される。トレンド解析結果における都市化の影響は Shibata and Sai (2021) で詳細に議論されている。

一方、同期間における年平均混合比の 100 年あたりのトレンドは、全国で異なる空間分布であった（図 11）。有意に正の $0.2 \sim 0.5 \text{ g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$ のトレンド領域は道央から道東、本州日本海側と九州西部、相川・名瀬を除く離島などで見られた。離島では気温の上昇は小さかったものの、混合比が有意に上昇している地点が多かった。特に八丈島では昇温は小さかったものの、混合比の増加量は離島の中では最も大きかった ($0.35 \text{ g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$)。対して有意に負の約 $-0.2 \sim -0.5 \text{ g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$ のトレンド領域は、主に本州太平洋側に集中しており、四国の瀬戸内海側、九州東部まで広がっていた。

混合比の季節平均トレンド（図 12 ~ 15）でも同様のトレンド分布が見られたが、冬季の離島では年平均トレンドとは異なり、負のトレンド、つまり混合比が減少していた。冬から春にかけては減少トレンド領域が年平均トレンドより広がっていたが、夏季における増加トレンド領域の拡大とトレンドの絶対値そのものの上昇によって打ち消されていた。また、全季節を通して有意な増加トレンドを示していた地点は道央から道東にかけての 4 地点（旭川、帯広、釧路、根室）と浜田のみであった。反対に全季節で負のトレンドを示したのは、主に関東内陸部と東北地方、四国の瀬戸内海側であった。

また、先行研究と同程度の期間のデータ（1960 ~ 2018 年の約 60 年）を用いて、近年の年平均気温および年平均混合比のトレンドを求めたところ、1880 年代からの長期トレンドとはかなり異なっていた。年平均気温の短期トレンドは、長期トレンドと同様に全国で有意な昇温が見られたが、長期トレンド（平均 $1.5 \text{ }^\circ\text{C century}^{-1}$ ）と比べてさらに大きな平均 $2.5 \text{ }^\circ\text{C century}^{-1}$ の昇温となっていた（図 16）。混合比の短期年平均トレンドではさらに大きな違いが見られた（図 17）。長期トレンドでは約半数の地点で混合比が減少していたが（図 11）、1960 年からの短期トレンドでは金沢、多度津以外の全ての地点で有意に増加しており、気

Trend of temperature °C century⁻¹



温と同様の単調なトレンドであった。これは先行研究の指摘のとおりであり、近年の大きな昇温に伴った自然の仕組みによる水蒸気量の増加であると考えられる。

図 10 1880年代から2018年の年平均気温のトレンドマップ。

●は上昇トレンドを示し、絶対値は円の面積にほぼ比例する。

Trend of mixing ratio $\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$

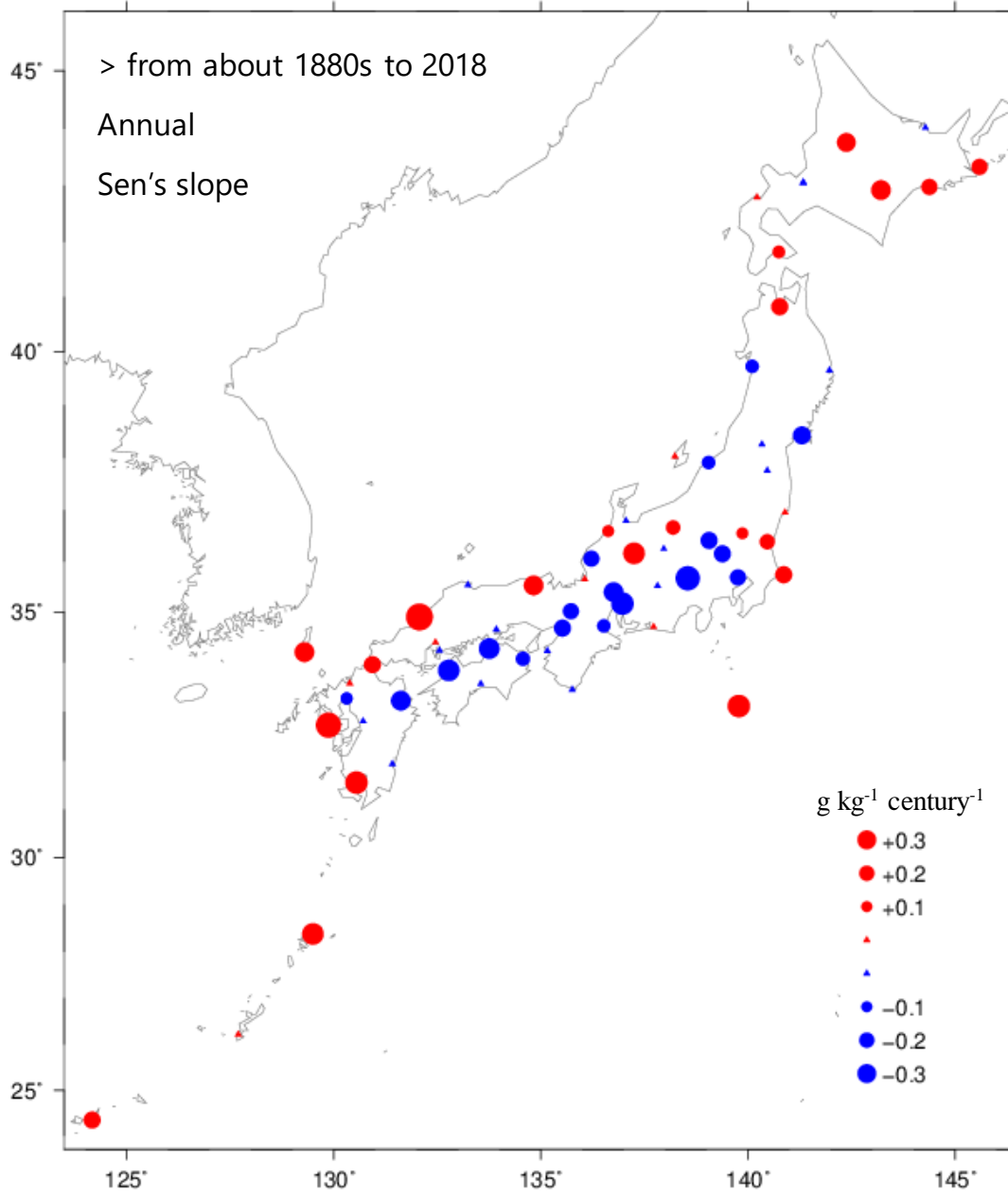


図 11 1880 年代から 2018 年の年平均混合比のトレンドマップ。

●は上昇トレンド，●は上昇トレンドを示し，絶対値は円の面積にほぼ比例する。

Trend of mixing ratio $\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$

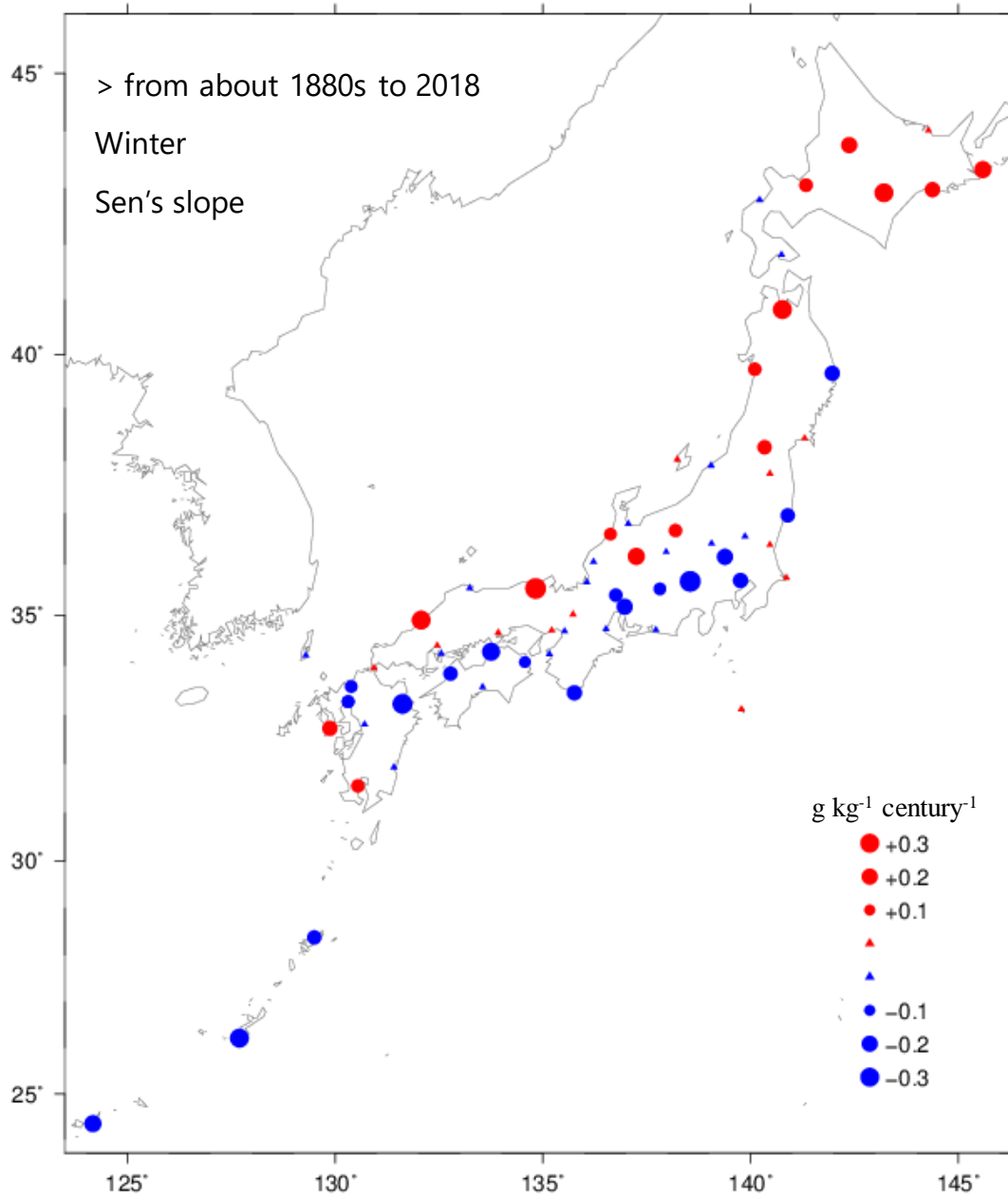


図 12 1880 年代から 2018 年の季節平均（冬）混合比のトレンドマップ。

●は上昇トレンド, ●は上昇トレンドを示し, 絶対値は円の面積にほぼ比例する。

Trend of mixing ratio $\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$

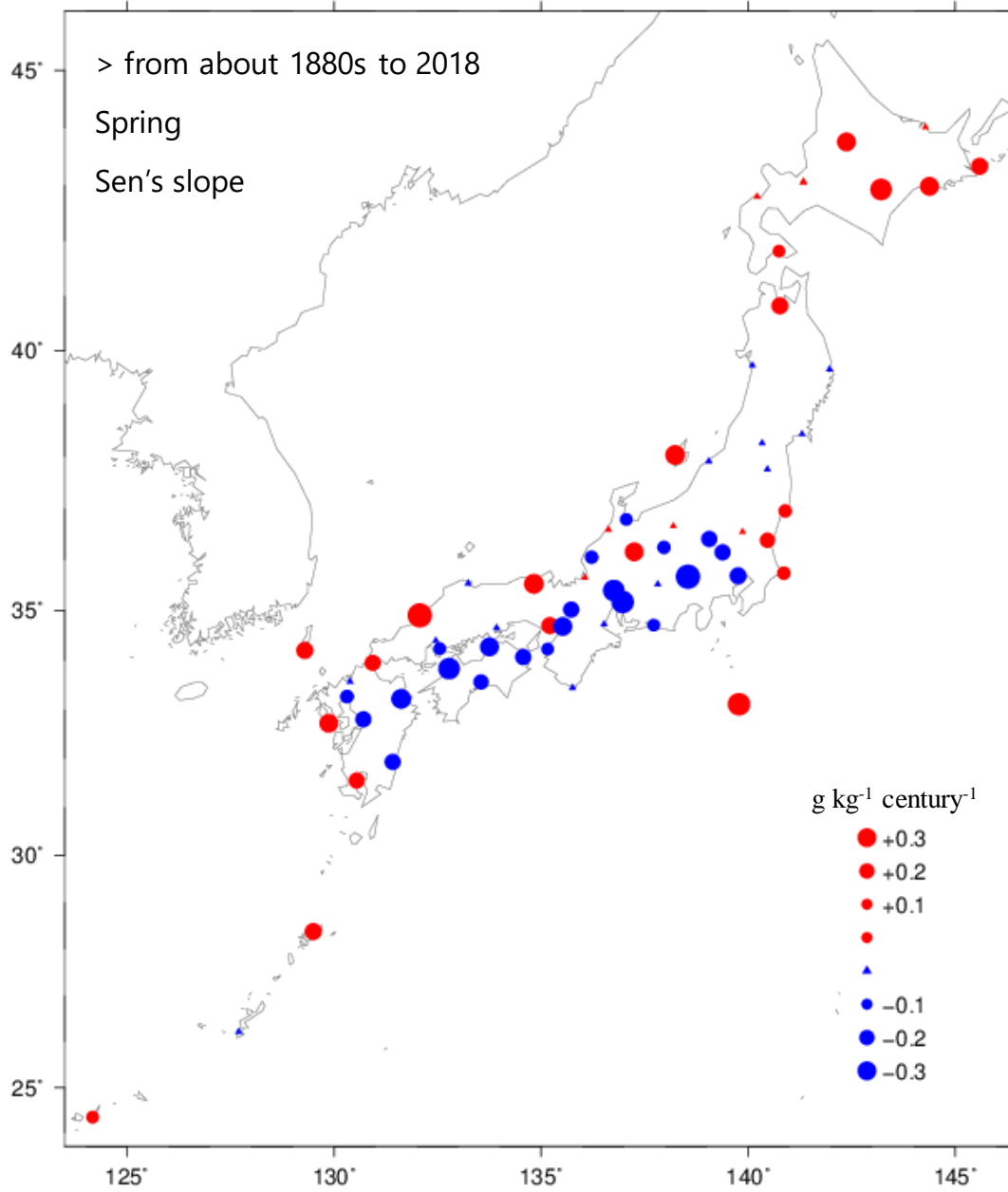


図 13 1880 年代から 2018 年の季節平均（春）混合比のトレンドマップ。

●は上昇トレンド, ●は上昇トレンドを示し, 絶対値は円の面積にほぼ比例する。

Trend of mixing ratio $\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$

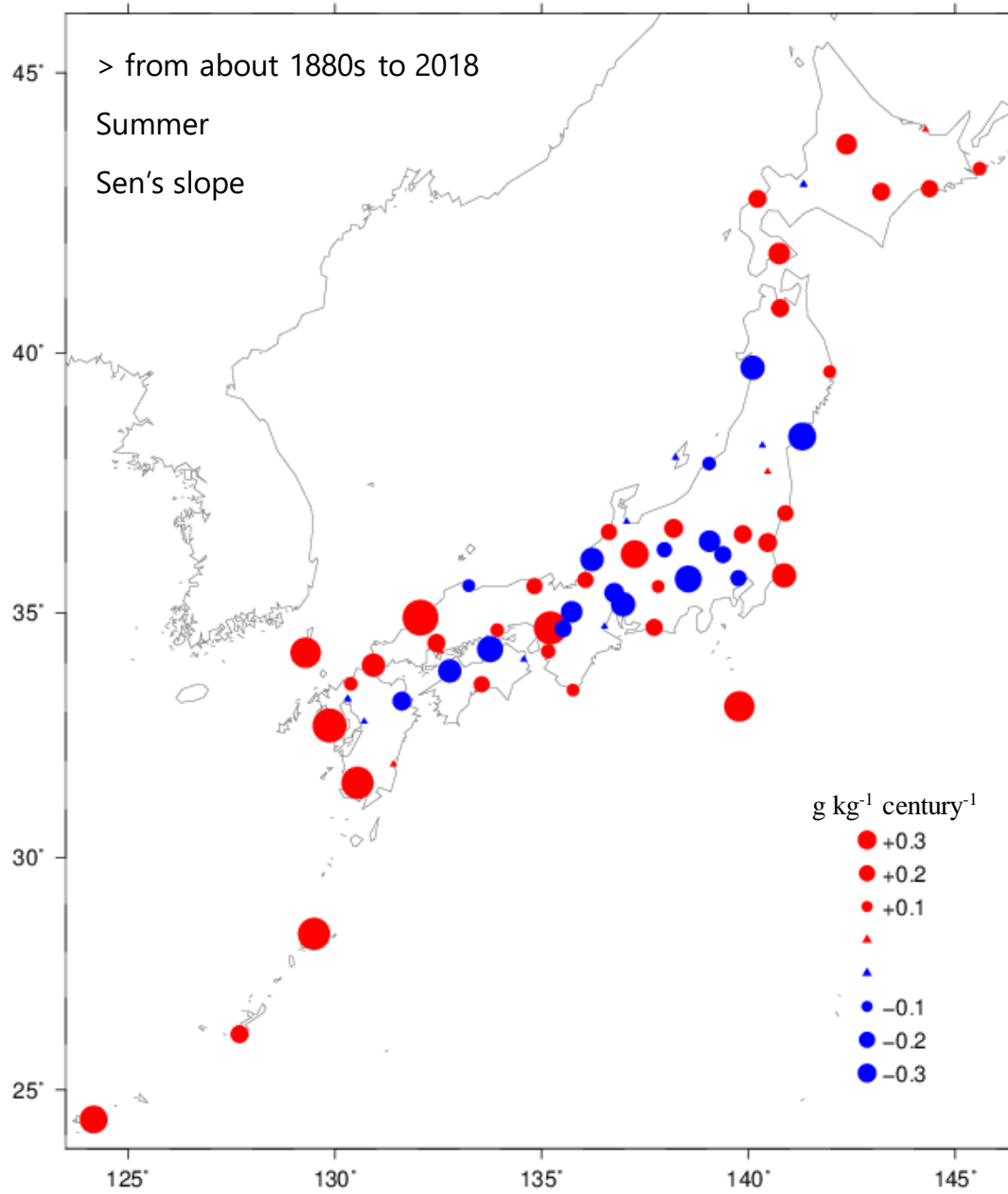


図 14 1880 年代から 2018 年の季節平均 (夏) 混合比のトレンドマップ。

●は上昇トレンド, ●は上昇トレンドを示し, 絶対値は円の面積にほぼ比例する。

Trend of mixing ratio $\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$

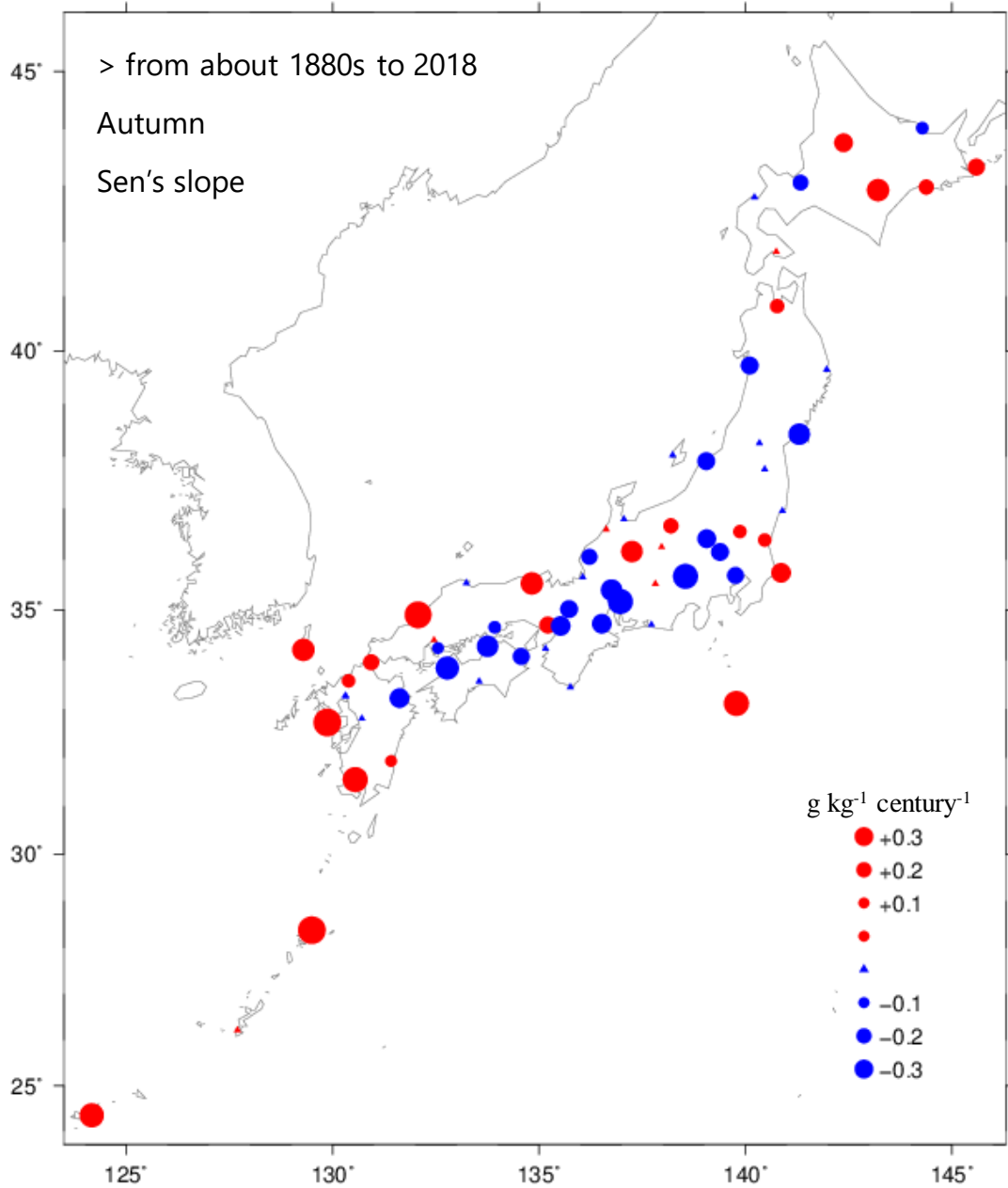


図 15 1880 年代から 2018 年の季節平均（秋）混合比のトレンドマップ。

●は上昇トレンド, ●は上昇トレンドを示し, 絶対値は円の面積にほぼ比例する。

Trend of temperature °C century⁻¹

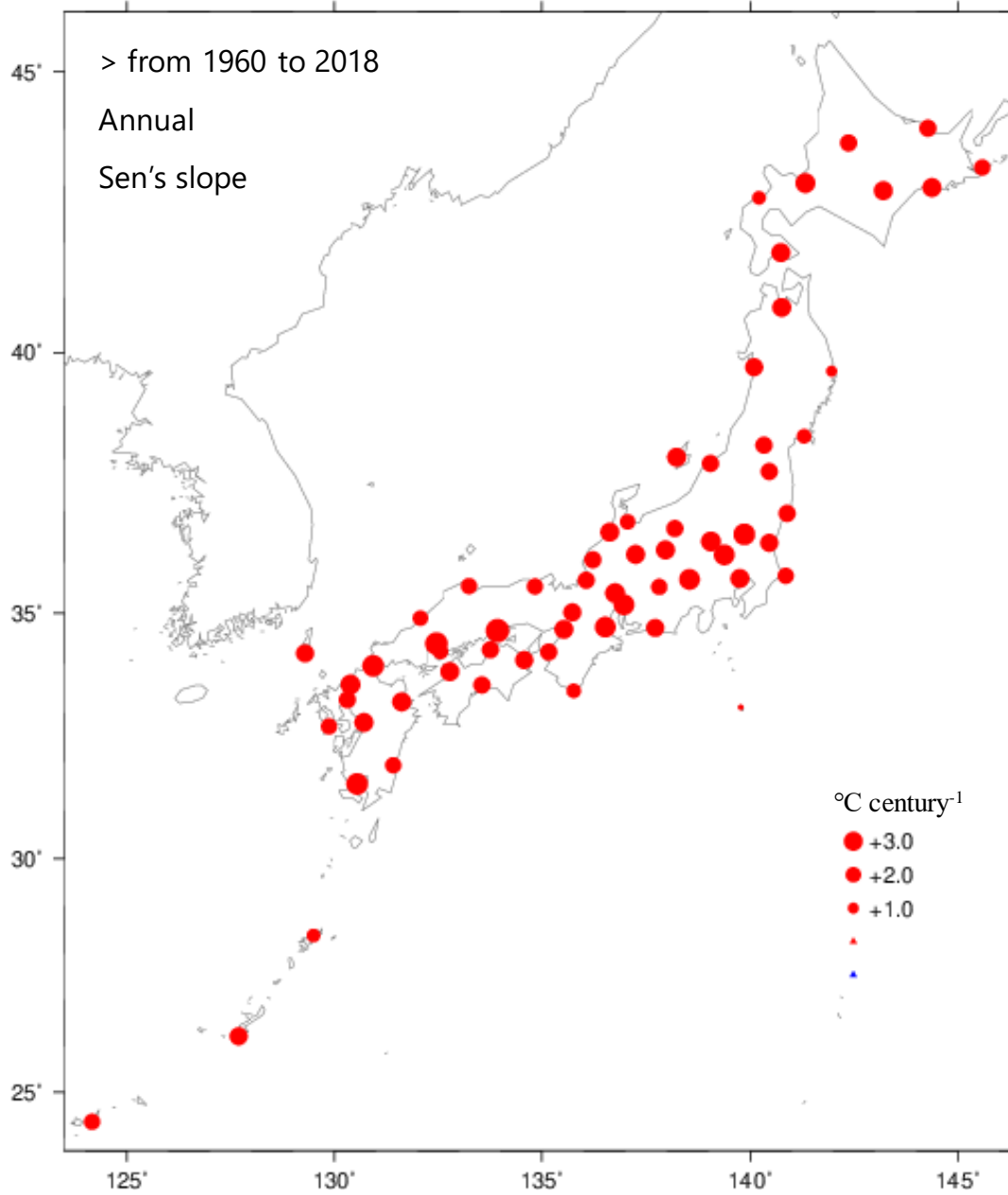


図 16 1960 年から 2018 年の年平均気温のトレンドマップ。

●は上昇トレンド, ▲は上昇トレンドを示し, 絶対値は円の面積にほぼ比例する。

Trend of mixing ratio $\text{g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$

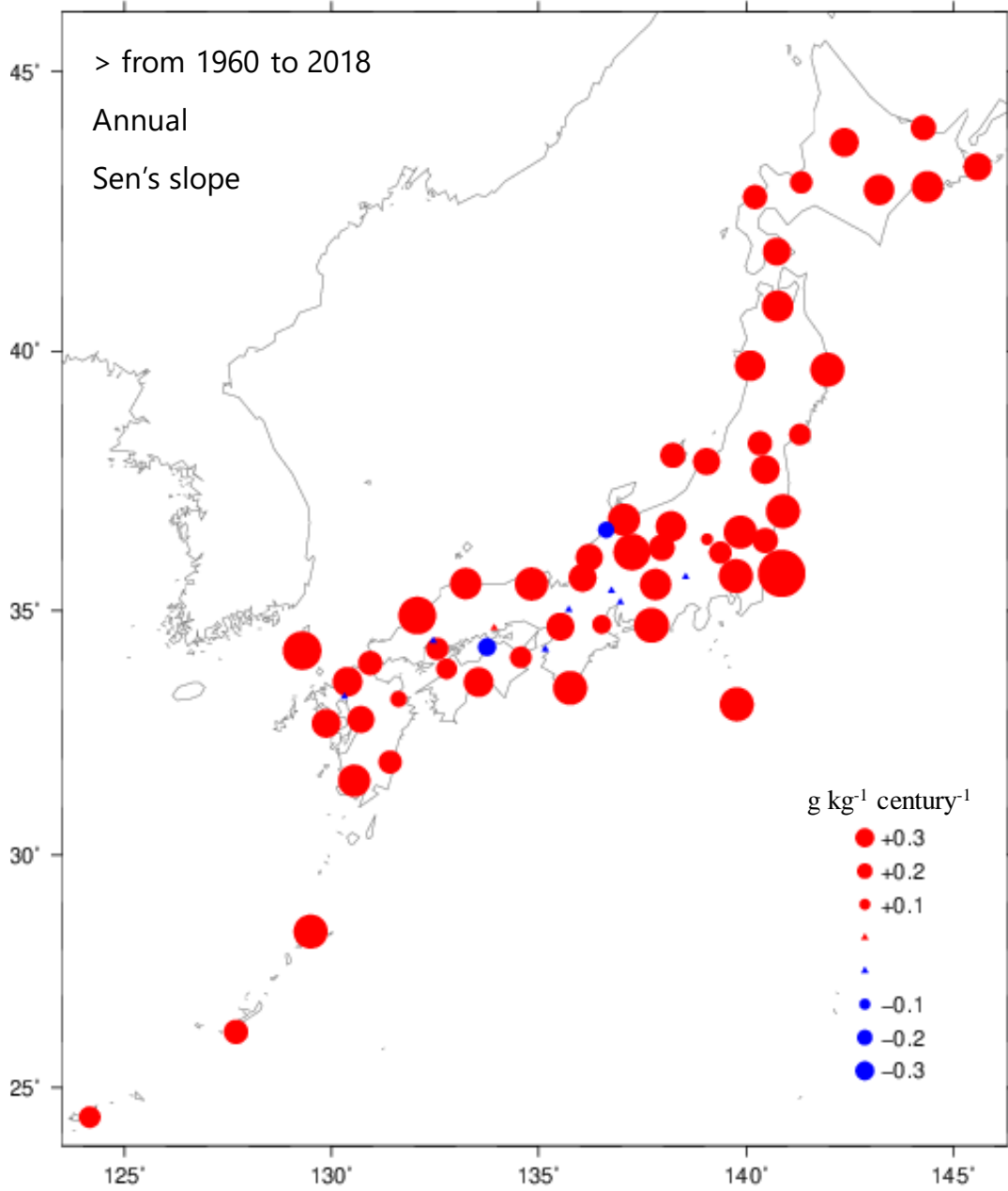


図 17 1960 年から 2018 年の年平均混合比のトレンドマップ。

●は上昇トレンド, ●は上昇トレンドを示し, 絶対値は円の面積にほぼ比例する。

3.3 EOF 解析

前節にて気温・相対湿度・混合比の長期トレンドおよびその空間分布について述べた。本節では、EOF 解析によって気温および混合比の時空間変動を調査した。

図 18 に年平均気温の EOF (第 1 モード～第 2 モード) を示す。図 18b は気温の EOF-1 の空間パターンであり、このパターンのまま 1919 年から図 18b のように変動していることを表している。図 18a, b から、日本全域で同符号のまま小さな変動をしつつ、全体として時系列スコアが増加していたことが分かった。EOF-1 の寄与率は 86 % であり、気温の変動はほとんど第 1 モードで説明可能であった。この変動は全球年平均気温偏差の上昇と高い相関 (相関係数 $r = 0.79$) があることから、長期的な温暖化のシグナルを表していることが示唆される。EOF-2 の時系列スコア (図 18c) には明瞭なトレンドは無く、空間パターンは関東を境に北側は正、南側は負となっていることから、南北シーソーを表している。寄与率は 5 % と非常に低く、地球温暖化の変動を除いた内部変動であると考えられる。

混合比の時空間変動 (図 19) は、第 1 モード (寄与率 56 %) はほとんどの地点において同符号で変動するモードであり、全期間にわたる明瞭なトレンドは無かった。対して、EOF-2 の寄与率は 10 % であるが、時系列スコア (図 19c) から若干の減少トレンドが見られることから、年平均混合比の長期的な減少トレンドはこの変動で説明されると考えられる。また、空間パターンは関東より北側、南側で符号が逆転しており、気温の EOF-2 と同様に南北シーソーを表している。さらに、先行研究で指摘されていた混合比の第 2 モードの変動と南方振動指数 (SOI) との相関を調査した結果、相関はないことが明らかになった。各指数との相関関係については次節にて詳しく述べる。混合比の第 3 モードの寄与率は 7 % であり、時系列スコアは明瞭な増加トレンドを示していた。その空間分布は、混合比の年平均値のトレンド分布に類似していた (図 11)。

本研究における EOF 解析は 1919 年からのデータによるものであるが、欠測値を外挿して 1900 年からのデータを用いた EOF 解析は Shibata and Sai (2021) で扱われている。

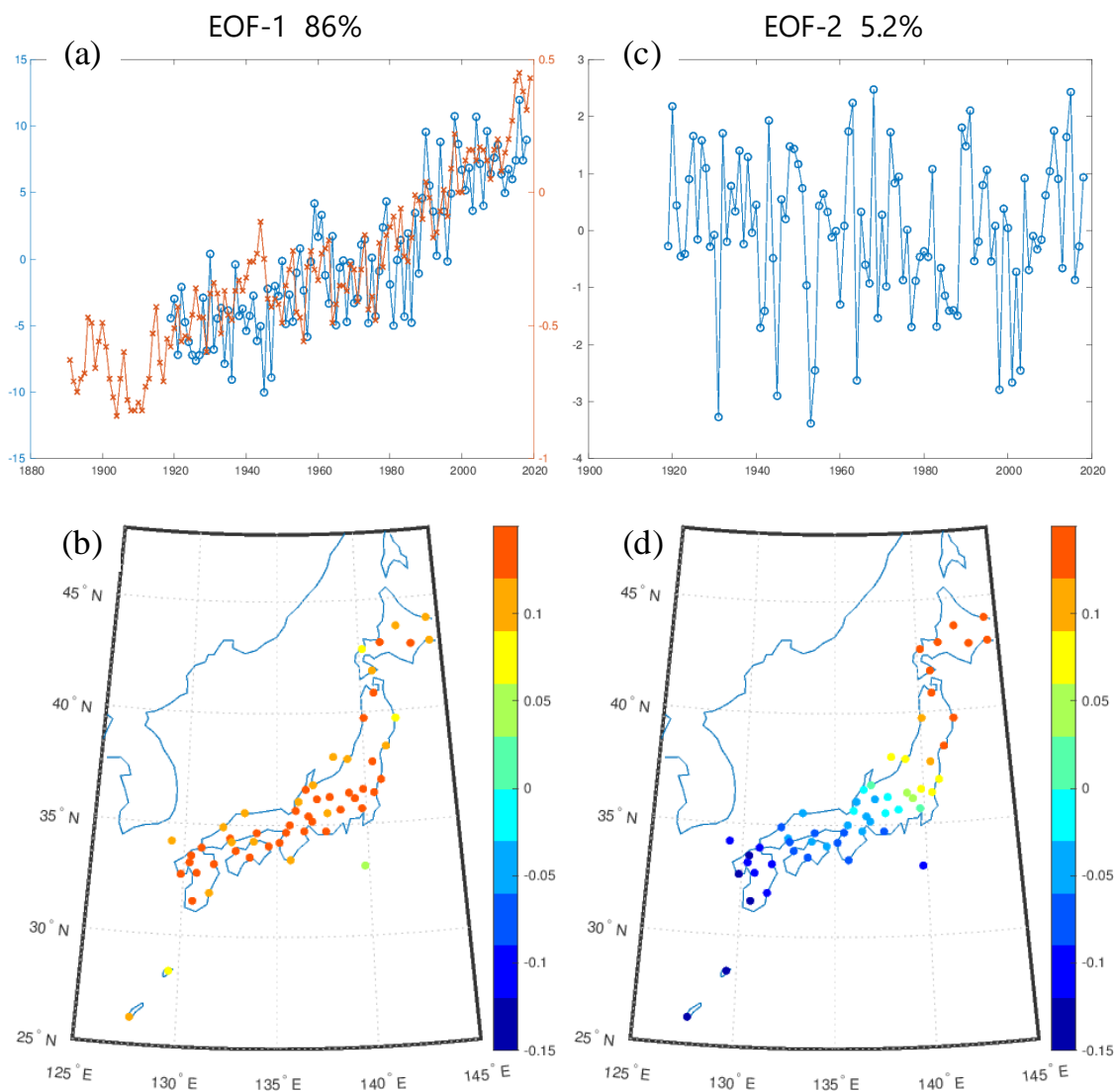


図 18 1919 年から 2018 年における年平均気温 EOF-1 の(a)時系列スコアと(b)空間パターン, EOF-2 の(c)時系列スコアと(d)空間パターン. (a)の十字赤線は全球平均した年平均気温偏差を示し, EOF-1 のスコアとの相関係数は 0.79 であった.

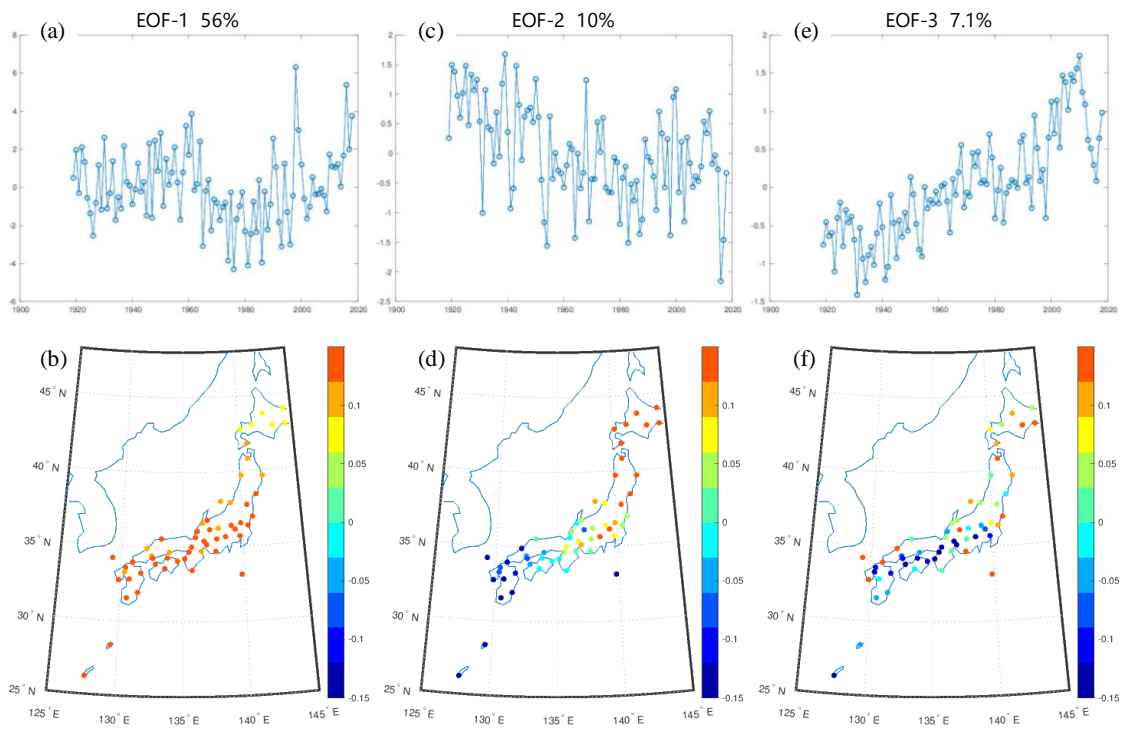


図 19 1919 年から 2018 年における年平均混合比の EOF-1 の(a)時系列スコアと (b)空間パターン, EOF-2 の(c)時系列スコアと(d)空間パターン, EOF-2 の(e)時系列スコアと(f)空間パターン.

3.4 各指数との相関関係

1.5 節で述べたように、気温と絶対湿度の EOF-2 は南方振動指数 (SOI) と高い相関があることが確認されており、気温と水蒸気が温暖化やエルニーニョと関連して上昇/増加していることが報告されている。本研究でも 100 年以上のデータを用いて EOF 解析を行い、卓越したトレンドの中の変動を抽出し、エルニーニョを表す指標や、温暖化の停滞、加速と関連があると考えられている太平洋十年規模振動 (PDO) 指数との相関を調査した。

南方振動指数 (SOI) とは、タヒチ付近の海面気圧偏差からオーストラリアのダーウィン付近の海面気圧偏差を引いた値である (気象庁)。この値が負の時、ダーウィンの気圧が高く、エルニーニョ現象が起きていると言える。太平洋十年規模振動 (PDO) 指数とは、“北太平洋の北緯 20° より北における海面水温偏差の EOF 第 1 モードに対して、月平均海面水温偏差 (1901 ~ 2000 年までの平均値に対する差) を投影した係数” として定義されている (気象庁)。これらの指数は地球規模の中・長期的な気候変動を表すものである。そこで、日本における気温と水蒸気の変動の原因がエルニーニョ等の内部変動にあるかどうか、EOF の各時系列スコアと SOI、PDO との相関関係を調べることで検証した。

まず、先行研究に習い、気温・絶対湿度 (混合比) の EOF 第 2 モードと SOI との相関を調べたところ、相関係数はそれぞれ 0.03、0.17 と非常に低く、相関はほとんどないことが明らかになった (図 20)。この結果から、気温と水蒸気の 100 年以上の変動に対してエルニーニョの影響はほとんどないと言える。その理由として、100 年以上の長期的な変動ではエルニーニョの変動が反映されない可能性、もしくは日本と言う狭い範囲に絞ったことが考えられる。気温・混合比の EOF 第 2 モードの時系列スコアと PDO の相関関係を調査した結果、相関係数はそれぞれ -0.20、-0.33 と SOI より高い値であり、弱い相関があることが分かった (図 21)。1970 年以降のピークが一致しており、特に混合比は非常に高い負の相関があることが図から見て取れる。PDO との相関から、北太平洋の十年規模の海面水温変動が気温と混合比に少なからず影響していることが考えられる。

また、前述の先行研究では気温と絶対湿度 (比湿) の相関も調査しており、それぞれの EOF-1、EOF-2 とともに高い相関を持っていたことが明らかにされている。本研究でも同様に、気温と、ここでは混合比 (比湿と大差ない値) について相関関係を調べた。図 22 に結果を示す。気温・混合比の EOF-1 どうしでは相関係数 0.48、EOF-2 では 0.66 と他の指数よりも高い相関があることが分かった。特に第 2 モードの相関は高く、気温の南北シーソーと混合比が関連しあっている可能性が示唆される結果となった。

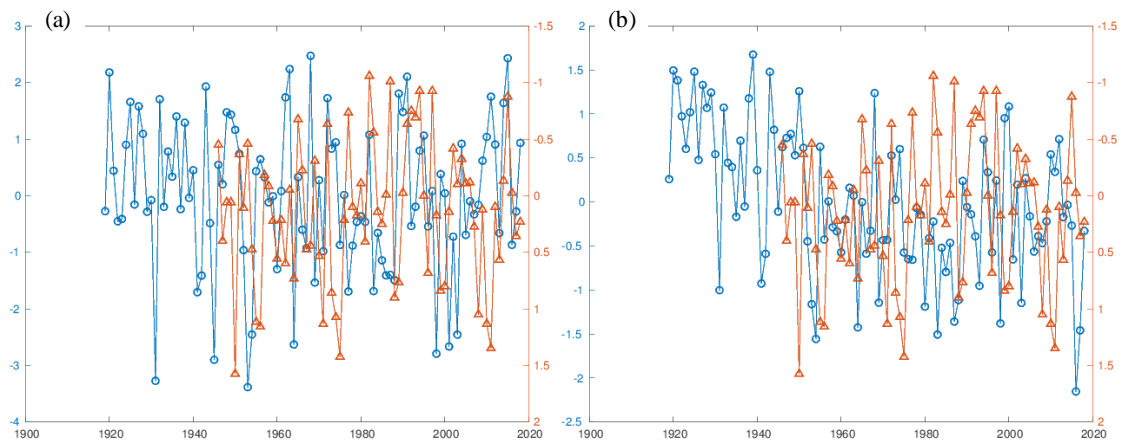


図 20 1919 年から 2018 年における EOF-2 の時系列スコアと SOI の比較. (a)は年平均気温 EOF-2 の時系列スコア (青) と SOI (朱). (b)は年平均混合比 EOF-2 の時系列スコア (青) と SOI (朱). 相関係数はそれぞれ(a) 0.03, (b) 0.17.

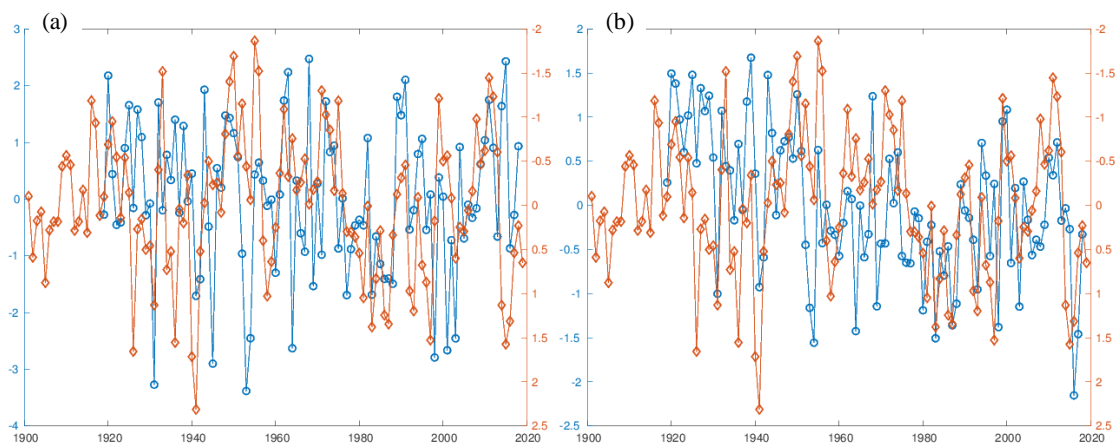


図 21 1919 年から 2018 年における EOF-2 の時系列スコアと PDO の比較. (a)は年平均気温 EOF-2 の時系列スコア (青) と PDO (朱). (b)は年平均混合比 EOF-2 の時系列スコア (青) と PDO (朱). 相関係数はそれぞれ(a) -0.20, (b) -0.33.

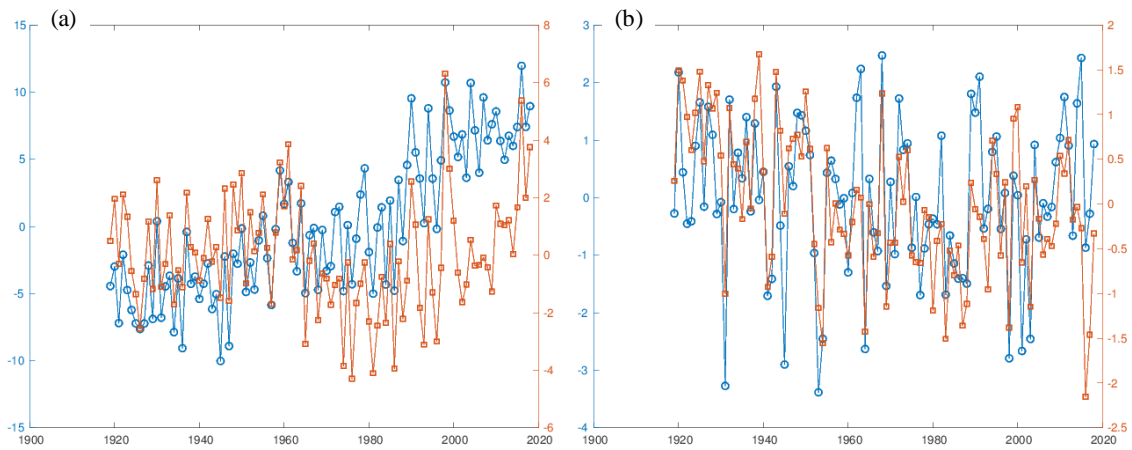


図 22 1919 年から 2018 年における同モードの時系列スコア同士の比較. (a)は年平均気温 EOF-1 の時系列スコア (青) と年平均混合比 EOF-1 の時系列スコア (朱). (b)は年平均気温 EOF-2 の時系列スコア (青) と年平均混合比 EOF-2 の時系列スコア (朱). 相関係数はそれぞれ(a) 0.48, (b) 0.66.

第四章 総括

4.1 まとめと考察

本研究では、大気中で最も高い温室効果を持つ水蒸気の 100 年以上の長期トレンド解析を行い、気温、相対湿度の長期変動との関連性やその変動特性の調査を試みた。しかし、電子ファイルとして利用できる 1 時間間隔で観測された水蒸気データは 1990 年以前にはなく、100 年以上からのデータは月平均化された気温、気圧、相対湿度しかなかった。そのため、上記の 3 要素から混合比の換算を行い、その換算した値がトレンド解析に用いることができる程度の精度があるか確認する必要がある。そこで、1990～2018 年のデータを使用し、月平均相対湿度から算出した月平均混合比と 1 時間値から計算した月平均混合比の比較を行った。その結果、両年平均混合比の誤差は 2%以内、トレンドの誤差は 10%以内に収まっていることが分かったため、トレンド解析に用いるデータとして十分な精度があると判断した。

次に、上記のデータを利用して、気温、混合比、相対湿度における季節・年平均値の 100 年以上の長期トレンド解析および短期（約 60 年）トレンド解析を行った。年平均気温トレンドは全国で 99%有意な $0.4 \sim 2.4 \text{ }^\circ\text{C century}^{-1}$ の昇温を示し、例外はなかった。年平均相対湿度はほとんどの地点で有意な減少であった ($-1.6 \sim -13 \text{ } \%$ century⁻¹)。この結果から、日本全体の昇温により飽和水蒸気量が増加し、相対湿度が下がったと考えられる。また、相対湿度が一定と仮定した場合、気温上昇に伴って水蒸気量は増加するが、日本ではその条件が満たされていないため、先行研究で指摘されているように混合比が増加しているとは限らないことも示唆される結果となった。本研究で混合比の長期トレンドを調査した結果、全国で一様に増加（減少）トレンドを示した気温（相対湿度）とは異なる空間パターン（：有意な増加、有意な減少、変化なし）を示していることを明かにした。本州太平洋側から四国、九州東部では $-0.2 \sim -0.5 \text{ g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$ で有意に減少しており、他の太平洋側の地点では混合比が変化していなかった地点が多く見られた。一方、離島、北海道、本州日本海側や九州西部では有意な増加が確認されたが、先行研究で指摘されているような増加量より非常に少ない $0.2 \sim 0.5 \text{ g kg}^{-1} \text{ century}^{-1}$ 程度の増加であった。混合比が減少、もしくは変化していない地点が半数以上ある理由は自明ではないが、全国各地の土地利用の変化に伴い、植生が減少し、それに伴い植物による蒸散も減少していることが影響している可能性がある。

また、気温、混合比についての時空間変動特性を把握するために、EOF 解析を行った。年平均気温のちょうど 100 年の EOF 解析の結果、空間的にほとんど一様かつ持続的な温暖化のシグナルを表す第 1 モード（寄与率 86%）で説明可能であった。EOF-1 の時系列スコアは全球年平均気温偏差とほとんど同じ変動（相関係数 $r = 0.79$ ）を示し、温暖化と連動していることは明かであった。混合比の EOF-1 の時系列スコアには明瞭なトレンドは見られなか

ったが、明らかな上昇傾向が見られた気温の EOF-1 の時系列スコアとやや相関があった ($r = 0.48$)。一方、第 2 モードは寄与率 10%であるが、若干の減少トレンドを示しており、この変動が年平均混合比の減少に関連していると考えられる。また、気温の EOF-2 の時系列スコアとの相関は EOF-1 の時系列スコア同士より高くなり、相関係数は 0.66 であった。この結果から、少なからず連動して変化している可能性があることが考えられる。また、気温と混合比の EOF-2 の時系列スコアは PDO と弱い相関があり、北太平洋の海面水温の影響を少なからず受けていることが考えられる。

4.2 今後の課題

今後の課題として、本研究では至らなかった日本の地表面における水蒸気の減少の物理的原因の解明が挙げられる。都市部以外での混合比の減少は土地利用の変化等以外の要因があるはずである。また、地域によって都市化の進行具合が異なるため、人工被覆率を用いてより詳細に都市化の影響を調べる必要がある。

また、本研究では地表面のみの解析であるため、より上空の水蒸気のトレンドとその分布を調査し、大気全層での水蒸気量の変化を見たいと考えている。

参考文献

- 国立環境研究所：ココが知りたい地球温暖化，水蒸気の温室効果。地球環境センター，
http://www.cger.nies.go.jp/ja/library/qa/11/11-2/qa_11-2-j.html。（参照 2021-01-29）
- Zhai, P., and R. E. Eskridge, 1997: Atmospheric water vapor over China. *J. Climate*, **10**, 2643-2652.
- Gaffen, D. J., and R. J. Ross, 1999: Climatology and Trends of U.S. Surface Humidity and Temperature. *J. Climate*, **12**, 811-828.
- Dai, A., 2006: Recent Climatology, Variability, and Trends in Global Surface Humidity. *J. Climate*, **19**, 3589-3606.
- 原央佳，2017：高知と佐賀の地表水蒸気の過去 130 年間の長期トレンド解析。平成 29 年度卒業論文。
- 山地一代，米谷俊彦，森征洋，1999：香川県の都市域における気象要素の経年変化と地表面状態の変化。天気，**46**，197-204.
- 小倉義光，2000：一般気象学，p. 60-61，東京大学出版会。
- IPCC, 2013: Climate change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Stocker, T. F., D. Qin, G. -K. Plattner, M. Tignor, S. K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P. M. Midgley (eds.)] Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 1535pp.
- 気象庁：ヒートアイランド現象。 https://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/index_himr.html。（参照 2021-01-29）
- 藤部文昭，2012：観測データから見た日本の都市気候。気象研究ノート，**224**，1-23.
- 藤部文昭，2017：都市の気候変動と異常気象 猛暑と大雨をめぐって，都市の乾燥化，p. 54-55，朝倉書店。
- Gutzler, D., 1996: Low-frequency ocean-atmosphere variability across the tropical western Pacific. *J. Atmos. Sci.*, **53**, 2773-2785.
- Brown, P. J., and A. T. DeGaetano, 2013: Trends in U.S. Surface Humidity, 1930-2010. *J. Appl. Meteorol. Climatol.*, **52**, 147-163.
- Kincer, J. B., 1922: Atlas of American Agriculture, Part II, Climate, Section A Precipitation and Humidity. U. S. Government Printing Office.
- Visher, S. S., 1954: Climate Atlas of the United States. Harvard University Press, 403 pp.
- Brazel, S. W., and Balling, R. C. Jr., 1986: Temporal analysis of long-term atmospheric moisture levels in Phoenix, Arizona. *J. Clim. Appl. Meteor.*, **25**, 112-117.
- Sen, P. K., 1968: Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *J. Am. Stat. Assoc.*, **63**, 1379-1389.

気象庁：長期変化傾向（トレンド）とは。 <https://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/temp/trend.html>. (参照 2021-03-08)

Kendall, M. G., 1938: A new measure of rank correlation. *Biometrika*, **30**, 81-93.

松山洋, 谷本陽一, 2006 : UNIX/Windows を使った実践！気候データ解析 ——気候学・気象学・海洋学などの報告書・論文を書く人が知っておきたい3つのポイント, 長期変化傾向（トレンド）の抽出, p. 45-46, 古今書院.

Shibata, K., and A., Sai, 2021: Long-term trends and variations in surface humidity and temperature in the Japanese archipelago over 100 years from 1880s. *J. Meteorol. Soc. Japan*, **99**. doi: 10.2151/jmsj.2021-019

気象庁：エルニーニョ/ラニーニャ現象に関するデータ.

<https://www.data.jma.go.jp/gmd/cpd/data/elnino/index.html>. (参照 2021-01-29)

気象庁：太平洋十年規模振動（PDO）指数の変動.

https://www.data.jma.go.jp/gmd/kaiyou/data/shindan/b_1/pdo/pdo.html. (参照 2021-01-29)

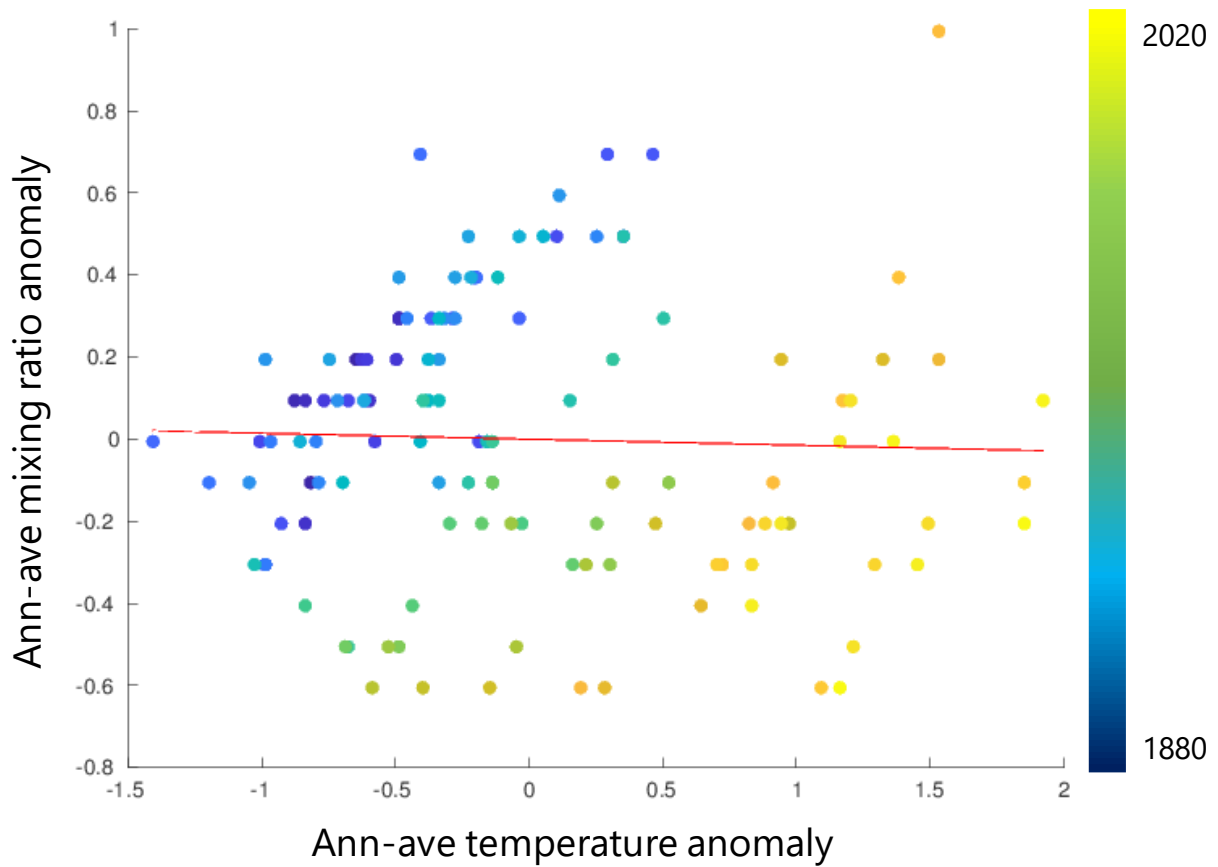
謝辞

本研究を進めるにあたり、高知工科大学環境理工学群 准教授 端野典平先生には研究の進め方や解析の方法、本論文の執筆まで多大なご指導、ご鞭撻を承りましたこと誠に感謝いたします。修士2年からの本研究室配属となりましたが、暖かく迎え入れてくださり、研究活動や就職活動においてお力添えいただきましたこと感謝申し上げます。

高知工科大学 名誉教授 柴田清孝先生には、3年次の研究室配属時から修士1年まで研究に関するご指導のみならず、学生生活全体を通して大変お世話になりました。国内外における学会発表への参加の斡旋や、普段のお話から得られる様々な分野の知識によって視野が広がり、実りある学生生活を送ることができました。心より感謝申し上げます。

最後に、途中配属であったにもかかわらず、暖かく受け入れてくださいました研究室のメンバーにお礼申し上げます。

付録 1



甲府における年平均混合比偏差と年平均気温偏差の比較。縦軸が年平均混合比偏差，横軸が年平均気温偏差を表す。色は年を表す。青が 1880 年代、黄色に向かって 2020 年の値。

付録 2

