

## 日本の低温死亡率の地域性と変動および気温との関係

藤部文昭\*1・松本 淳\*2・鈴木秀人\*3

### 要 旨

1999～2016年の人口動態統計の個票データを使って、低温死亡率の空間・時間変動と気温との関係を統計的に調べた。空間分布においては、気温の低い都道府県ほど低温死亡率の高い傾向があり、冬季（12～3月）の平均気温1℃当たりの死亡率の変化は約12%である。年々変動においては、冬季（12～3月）の平均気温が1℃低い年は死亡率が20%程度高い。季節変化においては、12～3月の死亡数が年間の78%を占める。また日々変動においては、日平均気温1℃当たり死亡率は15%程度変動する。以上の事実は低温死亡率が気温の地域的・時間的な変動に影響されることを示しているが、熱中症に比べると気温変動に対する低温死亡率の変化率は小さい。また、冬の前半に比べて後半は低温死亡率が低いなど、低温馴化を示唆する事実がある一方で、低温馴化に否定的な事実もあり、馴化の影響は熱中症の場合ほどには明瞭でない。

### 1. はじめに

日本では低温による死者が年間1000人前後に達する。2008～2017年の10年間の総数は11002人であり、暑熱（熱中症）の8041人を上回る。しかし、低温死亡に対する社会の認識は熱中症に比べて低く、その実態解明は遅れている。藤部（2016）は公開されている年ごとの人口動態統計資料に基づき、低温死亡率は年齢とともに上がり、男女別では男性が高いこと、家庭での死亡が約3割を占めること、近年は高齢者の死亡率が上昇していることを示した。また、年間の低温死亡率と1～2月の平均気温との間に負相関があり、1～2月の気温が1℃低い年は低温死亡率が10%程度高いことを示した。しかし、人口動態統計の公開資料は内容が限られ、地域別かつ年齢別の死者数や、月日別の死者数のデータはない。加えて、資料が暦年単位であ

るため寒候季ごとの解析ができないという問題もある。低温死亡率の地域特性や季節特性を知るためには、一般に公開されていない個票データの解析が必要である。

熱中症に関しては、個票データを使った統計的な研究がいくつかある（星ほか 2010 ; Hoshi *et al.* 2016 ; Fujibe *et al.* 2018a, b)。Fujibe *et al.* (2018a ; 以下 F18a) は16年間の約1万人分の個票データを使い、熱中症死亡率の都道府県別の分布や年々・季節変動を調べた。その結果、死亡率の分布は年齢層によって異なり、60歳未満の死亡率は近畿以西の太平洋側の府県で高く、80歳以上の死亡率は東北～北陸の日本海側で高い傾向があること、それらはそれぞれ、夏季平均気温および年間最高気温の分布と正の相関を持つことが見出された。また、Fujibe *et al.* (2018b ; 以下 F18b) は日々の熱中症死亡率と気温（日最高気温、日平均気温）との関係を調べ、気温が高い日ほど熱中症死亡率が高いこと、ただし当日の気温が同じなら、夏季平均気温が低い（夏が涼しい）地域で熱中症死亡率が高い傾向があることを示した。あとの傾向は暑熱馴化の効果を示唆し、高齢者においてより顕著である。加えて、熱中症死亡率と前日までの気温との関係

\*1 (連絡責任著者) 首都大学東京都市環境学部。  
ffujibe.bs@gmail.com

\*2 首都大学東京都市環境学部。

\*3 東京都監察医務院。

—2019年2月15日受領—

—2019年5月4日受理—

に関し、当日の気温が同じなら、死亡率は前日～1週間程度前の気温と正相関を持つ一方、十数日前の気温とは負相関があることが見出された。このことは、短期的には暑熱負荷の持続が死亡率の増加をもたらす、長期的には暑熱馴化による死亡率の軽減効果が現れることを示唆する。このほか、死亡率と相対湿度や風速との関係が示された。

本研究は、F18a, bと同様の解析を低温死亡について行い、低温死亡率の空間的・時間的な変動の特徴、および気温等との統計的な関係を調べたものである。第2章で資料と解析方法を提示した後、第3章では年・月ごとに集約したデータに基づいて、低温死亡率の地域性と年々・季節変動の特徴を示す。次に、第4章で日ごとの死亡率の変動と気温との関係を示し、気温以外の要素の影響についても扱う。最後に第5章で若干の議論を行う。

## 2. 資料と解析方法

解析方法はF18a, bとほぼ同じである。以下、その概要を示す。

### 2.1 低温死者数

厚生労働省の人口動態統計における「自然の過度の低温への曝露」(コード=X31)の個票データを使った。期間は1999～2016年の18年間であり、死亡者の総数は17242人である。収録要素は自治体、性別、死亡年月日、年齢などである。本研究では、これを年齢層ごと、都道府県ごとに集計した。そして、発生地が外国あるいは不詳であるものを除いた16573人を対象にした。また、死亡率の経年変動を扱う場合(第5図、第2表)は、一寒候年を前年7月～当年6月と定義し、対象期間を2000～2016寒候年の17年間とした。2000寒候年は1999年7月～2000年6月を表す。以下、必要に応じてX31による死亡者を「低温死亡者」のように表記する。

X31という分類項目は第10回国際疾病分類(Tenth International Classification of Diseases, ICD-10)に準拠し、暑熱(熱中症)による死亡の指標として使われる「自然の過度の高温への曝露」(X30)と対をなす。X31は低温が死亡の主因になったと判断されたものに限られ、副次的な因子になったものは含まれない。これまでに、X31は藤部(2016)のほか、低体温症による死亡数や凍死者数の指標としてしばしば用いられ、国外のいくつかの統計的研究でも低温死者数の尺度として使われている(Thacker *et al.* 2008; Gok-

lany 2009)。なお、低体温症の実態については日本救急医学会熱中症に関する委員会(2013)による調査が行われている。これは、全国68医療機関を対象にして、2010年12月～2011年2月に低体温症で救急搬送された418人の年齢・性別のほか、生活歴、既往歴、発生場所などを調べたものである。その結果によると、対象者の8割近くが低体温症を屋内で発症し、多くは原疾患の悪化、低栄養状態、寒冷環境などの結果として発症していた。とは言え、低温による人的被害についての研究は極めて少なく、詳しい知見は乏しいのが実情である。本研究は、低温死亡と気温の統計的関係をマクロに捉えることを目的とし、被害の詳細には立ち入らず、X31の個票資料から分かる範囲の解析を進めた。

年齢層  $k$  の低温死亡率  $m_k$  は、 $m_k = d_k / p_k$  で定義される。 $d_k$  は年齢階級  $k$  の低温死者数、 $p_k$  はその人口であり、いずれも地域(都道府県)ごと、かつ年ごとの値である(2.2節参照)。年齢階級は5歳ごとの21階級(0～4歳, 5～9歳, …, 100歳以上)とした。複数の年齢階級や複数年にまたがって死亡率を求める際には、人口の年齢構成が年・都道府県によって違う影響を除くため、標準的な人口構成  $P_k$  に基づく調整死亡率  $M$  を

$$M = \frac{\sum_k d_k (P_k / p_k)}{\sum_k P_k} = \frac{\sum_k m_k P_k}{\sum_k P_k}, \quad (1)$$

で定義した。 $P_k$  としては、公式統計では1985年の人口が使われるが、当時は高齢者人口が少なかったため、これを使うと近年の高齢者の死亡が十分反映されない。そこで、本研究では2015年の全国の年齢別人口を用いた。従って、 $M$  は「その年・地域の年齢構成が、2015年の全国の年齢構成と同じだったときの死亡率」を与える。以後、「死亡率」をこの定義による調整死亡率の意味で用いる。

熱中症死亡率については、その対数と年齢・気温との間にほぼ線形の関係がある(Nakai *et al.* 1999; Asanuma *et al.* 2007; 藤部 2013; F18a)。低温死亡率についても、その対数と年齢の線形関係が見出されている(藤部 2016)。これらの事実に基づき、本研究では死亡率の対数を使って解析を進めた。

### 2.2 人口

2000, 2005, 2010, 2015年の国勢調査による年齢ごと、都道府県ごとの人口データを使った。上記4回の5年ごとのデータを通る多項式すなわち3次関数を用

いて1999～2016年の各年の値を推計し、各年の人口と見なした。

### 2.3 気温

アメダスによる毎時資料を使った。1日(01～24時)に4回以上の欠測がある日を欠測日とし、欠測日が18年間のすべての月に3日以内である地点を選んだ。欠測日以外の日について、日平均・最高・最低気温(以下総称として「気温」と表記する)を求めた。日最高・最低気温は1日24回(01～24時)の観測値の最高・最低値とした。第1図に以下の手順の概略を示す。

各都道府県を代表する気温を求めるため、まず人口集中域から離れた島嶼の地点を除外した。また、海拔高度が200mを超え、かつ、当該都道府県内のアメダス地点のうち海拔高度が上位40%以内に入る地点を除いた。このようにして、全国で629地点が選ばれた。都道府県ごとの地点数の最多は北海道の134地点、次いで新潟県の23地点であり、最小は奈良県の3地点であった。なお、上記の手順で「海拔高度>200m、かつ上位40%以内」の地点を除外したのは、都道府県の代表気温を求めるに当たって人口の少ない山岳域の地点を除くためであり、F18aの方法を踏襲したものである。低温死亡は山岳域でも発生する可能性があるが、人口の多い地域に比べて件数は少なく、都道府県全体の死者数への寄与は小さいと考えられる。この点についてはより地域的に細かい解析による検証が必要であろうが、それは将来の課題としたい。

#### 利用するアメダス地点の選択

- 欠測日(欠測  $\geq 4$  時間)が毎月3日以内の地点を抽出し、
  - 島嶼の地点を除外し、
  - 海拔高度 > 200m、かつ、海拔高度  $\geq$  上位40%の地点を除外した。
- 全国で629地点。

#### 各都道府県の代表気温の計算

- 各都道府県を代表する気温  $T_{ave}$ ,  $T_{max}$ ,  $T_{min}$  を、地点ごとの日別平年値の都道府県内平均値 + 地点ごとの偏差の都道府県内平均値として求めた。
- 冬季最低気温  $T_{MIN}$  を、地点ごとの冬季最低気温の都道府県内平均値として求めた。

#### 長期平均値の定義

- $T_{ave}$  の各冬季(12～3月)平均値 =  $\overline{T_{ave}}$ ,
- 18年間の冬季(12～3月)平均値 =  $\langle T_{ave} \rangle$ 。

第1図 気温についての解析手順の概略。

各都道府県の気温は、当該都道府県にあり、上記629地点に含まれる地点の平均値として定義した。しかし、一部の地点に欠測がある場合、単純な平均値は都道府県内の気温の地域的な偏りに影響される可能性がある。例えば、ふだん周囲よりも気温が高い地点のデータが欠測すれば、この地点を除いて求められた空間平均気温は、欠測がないときの値よりも低い、すなわち負のバイアスを持つであろう。この問題を避けるため、各地点の日別平年値からの偏差を空間平均し、それに当日の平年値を足したものを当該都道府県の気温とした。平年値は、18年間の日ごとの平均値に対し、前後9日間(4日前～4日後)の移動平均を3回施して平滑化をすることによって求めた。この手順は、対象期間の違い(公式の平年値は1981～2010年)を除けば気象庁による日別平年値の求め方と同じである(気象庁統計室 2011)。閏年の2月29日の扱いも、気象庁統計室(2011)と同様にした。また、全国の気温は、各都道府県の気温を2015年の人口で重みをつけて平均した。

このようにして求めた都道府県ごとの日平均・日最高・日最低気温を、本稿ではそれぞれ  $T_{ave}$ ,  $T_{max}$ ,  $T_{min}$  と表記する。それらを18年間の1～3月と12月について平均したものを、 $\langle \rangle$  をつけて  $\langle T_{ave} \rangle$  等と表記し、冬季気温の尺度とする。F18aでは、熱中症死者の8割以上が7月と8月に発生することから、 $\langle T_{ave} \rangle$  を7月と8月の平均気温で定義したが、低温死者数は厳冬季への集中度が弱いこと(3.4節参照)を考え、本研究では上記4ヶ月間の平均気温を使った。また、年々変動の解析においては、寒候年の12～3月の平均気温を  $\overline{T_{ave}}$  と表記し、寒候年ごとの冬季気温の尺度とした。冬季気温のもう1つの尺度として、冬季最低気温(以下  $T_{MIN}$ )を使った。これは、著しい低温の目安として採用したものである。 $T_{MIN}$  の計算に当たっては、地点ごとに各寒候年の気温の最低値を求め、これを前段落と同じ手順によって都道府県あるいは地域内で平均した。これの17寒候年の平均値を  $\langle T_{MIN} \rangle$  と表記する。

以上のほか、日々の低温死亡率と相対湿度や日照時間の影響を調べた。この方法の詳細は4.3節で述べる。

### 2.4 相関解析についての補足

本研究では、相関として2種類のを解析した。1つは空間的な相関であり、これは都道府県ごとの値同士の相関である。もう1つは時間的な相関、すなわち寒候年の値同士の相関である。以下では、必要に依

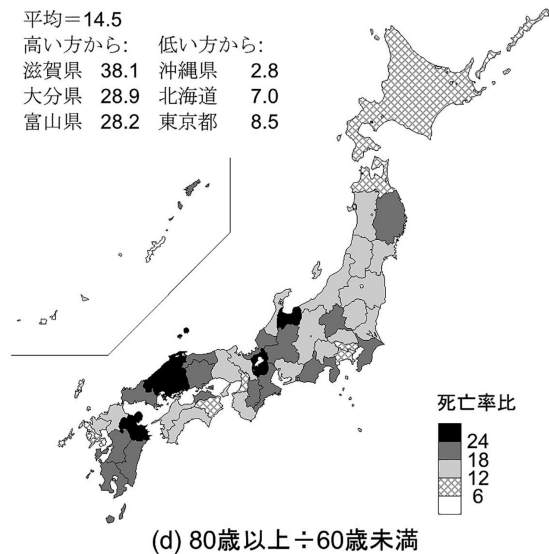
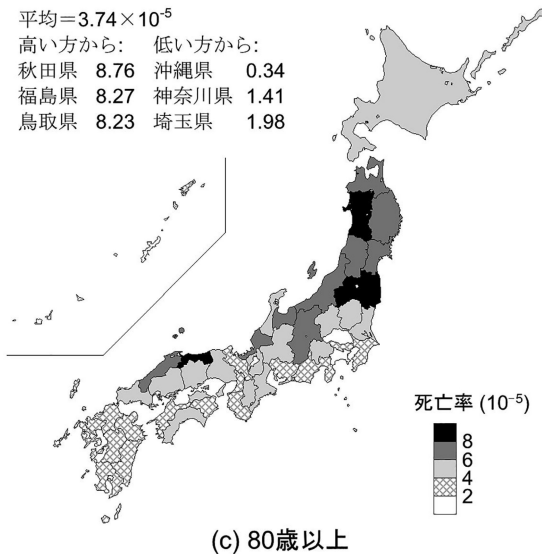
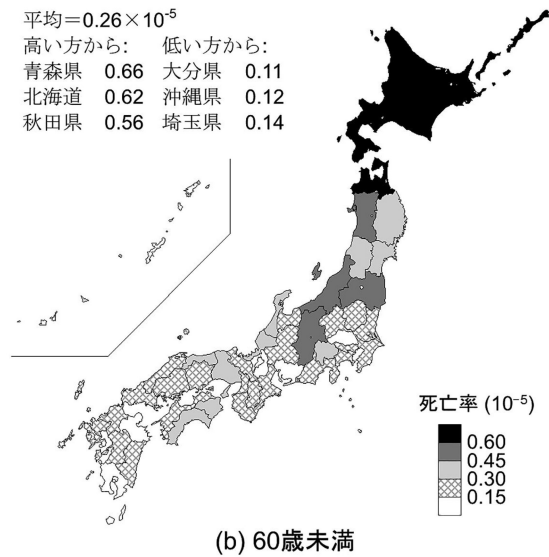
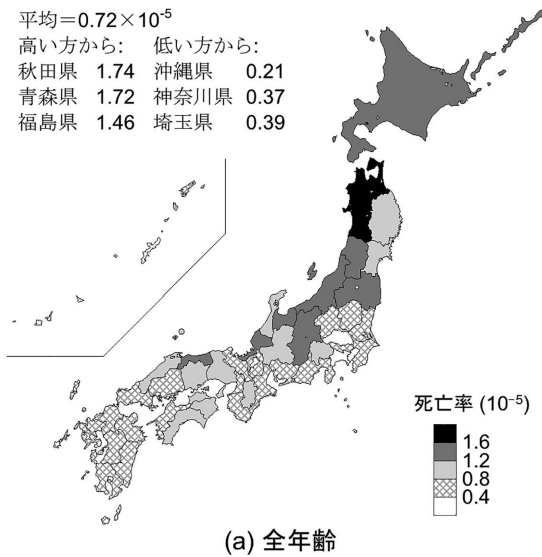
じてそれぞれを「空間相関」「時間相関」と表記する。  
 空間相関においては北海道と沖縄県を除外し、残る45都府県の値を使った。これは、後に第3、4図により示すように、北海道と沖縄県の気温 ( $\langle T_{ave} \rangle$ ,  $\langle T_{min} \rangle$ ) が他の都府県と大きく異なるため、そのまま空間相関を取ると相関の値がこれら2道県のデータに大きく影響されるからである。本州~九州の地域特性を捉える上では、これらの道県を含めない方が適

切であろう。ただし、比較のため北海道と沖縄県を含めて求めた相関係数の値を [ ] 内に併記した。

3. 低温死亡率の地域特性

3.1 死亡率の分布と年齢依存性

対象となった18年間の死亡率の全国平均値は $0.72 \times 10^{-5}$ である。このうち78%は12~3月のものであり、この4ヶ月の死亡率は $0.57 \times 10^{-5}$ である。



第2図 都道府県別の低温死亡率(18年間の平均値)。(a)全年齢,(b)60歳未満,および(c)80歳以上。(d)は80歳以上と60歳未満の死亡率の比率。

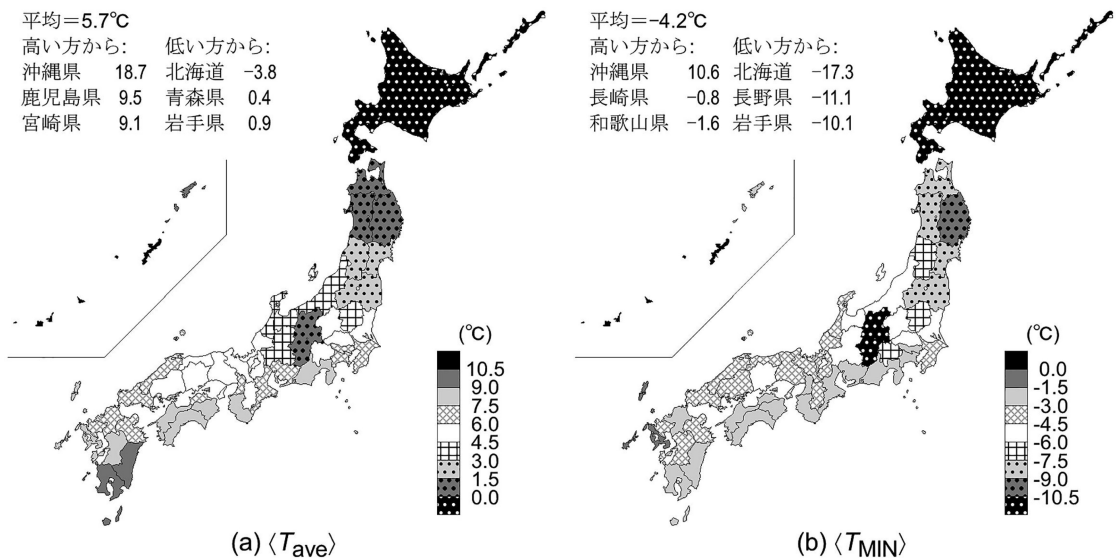
第2図は都道府県別の年間死亡率を (a) 全年齢, (b) 60歳未満, (c) 80歳以上について示す. 年齢別の解析で60歳未満と80歳以上を取り上げるのは, 死亡者のうち相対的に若い年齢層と高齢者層の特徴を把握するためであり, 60歳以上80歳未満の年齢層はこれらの中間的な特徴を持つ. 全体として, 死亡率の分布は北高南低である. 加えて, 本州の日本海側は関東などに比べて緯度の割に死亡率が高い傾向がうかがえる. 60歳未満と80歳以上の空間相関は0.76 [0.69] である (対数同士の相関; 以下, 死亡率に関する相関解析はすべてその対数を対象にしたものである). これは, 両年齢層の熱中症死亡率の空間相関が0.10 [0.21] に過ぎないこと (F18a) とは大きな違いである. 第2図dは80歳以上と60歳未満の死亡率の比を示す. 比は全国平均で14.5であり, 本州中部~九州のいくつかの府県で高く, 沖縄県と北海道で低い.

第3図は都道府県別の  $\langle T_{ave} \rangle$  と  $\langle T_{MIN} \rangle$  の分布を示す. どちらも北の地域や長野県で低く, 南の地域ほど高い傾向がある.  $\langle T_{ave} \rangle$  と  $\langle T_{MIN} \rangle$  の空間相関は0.92 [0.96] である. これは, 夏季平均気温の分布と年間最高気温の分布の違いが目立つこと (F18a; 両者の空間相関は0.53 [0.61]) とは状況が異なる.

第4図a, bは各都道府県の死亡率と  $\langle T_{ave} \rangle$  および  $\langle T_{MIN} \rangle$  との関係を散布図で示す.  $\langle T_{ave} \rangle$  が12~3月のものであることに合わせ, 死亡率も12~3月の

値を使う. 第4図c, dは, 60歳未満と80歳以上についての結果である. 全体を通じて, 死亡率と  $\langle T_{ave} \rangle$ ,  $\langle T_{MIN} \rangle$  との間には負の相関がある. 加えて, 日本海側は同程度の  $\langle T_{ave} \rangle$ ,  $\langle T_{MIN} \rangle$  のもとで, 他府県よりも死亡率が高め, 関東は低めの傾向があり, この傾向は80歳以上について目立つ.

第1表は空間相関係数と回帰直線の傾き (以下「回帰係数」) の値を示す. これは  $\langle T_{ave} \rangle$  を独立変数とする1次回帰による. 死亡率と  $\langle T_{ave} \rangle$  の間には  $-0.7$  前後の負相関があり, 全年齢についての回帰係数は  $-0.12K^{-1}$  [ $-0.09K^{-1}$ ] である. すなわち, 冬季平均気温が  $1^\circ C$  低い都府県は死亡率が12%程度高い. 60歳未満と80歳以上についての回帰係数も全年齢のものとはほぼ同じであり, 低温死亡率の分布と気温分布との関係は年齢層にはあまり依存しない. これは, 熱中症死亡率と気温との関係が年齢層によって異なること (F18a) とは対照的である. 低温死亡率と  $\langle T_{MIN} \rangle$  との空間相関は,  $\langle T_{ave} \rangle$  との相関よりもやや低いが, 有意に負であることに変わりない. また, 低温死亡率と  $\langle T_{max} \rangle$  および  $\langle T_{min} \rangle$  の12~3月平均値との空間相関はそれぞれ  $-0.76$  [ $-0.78$ ],  $-0.65$  [ $-0.70$ ] (いずれも全年齢の値; 図表は省略) であり,  $\langle T_{ave} \rangle$  との相関と同程度である. なお, 死亡率の12~3月の値に代えて年間値を使っても結果の大筋は変わらない. 例えば, 全年齢の



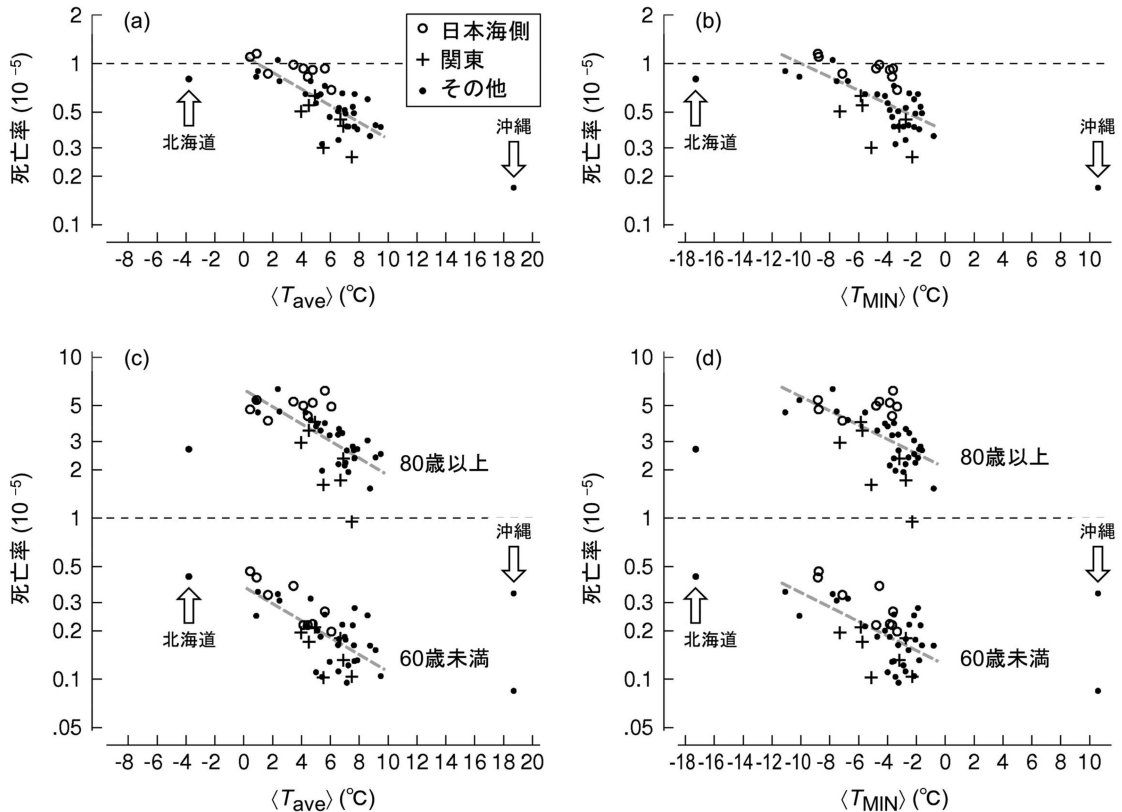
第3図 都道府県別の  $\langle T_{ave} \rangle$  と  $\langle T_{MIN} \rangle$  (18年間の平均値).

年間死亡率と  $\langle T_{ave} \rangle$  の空間相関係数は 0.79 [0.81]、  
 回帰係数は  $-0.13\text{K}^{-1}$  [ $-0.11\text{K}^{-1}$ ] である。

3.2 低温死亡率の年々変動

第 5 図は全国を対象にして死亡率（全年齢，60歳未

満，80歳以上；対数を扱う）と  $\overline{T_{ave}}$ 、 $T_{MIN}$  の経年変化を示す。死亡率・気温とも各寒候年12～3月の値である。死亡率は，60歳未満は低下，80歳以上は上昇する傾向にあり，全年齢については弱い上昇になってい



第 4 図 各都道府県の12～3月の低温死亡率（全年齢）と (a)  $\langle T_{ave} \rangle$  および (b)  $\langle T_{MIN} \rangle$  の関係。また，60歳未満および80歳以上の低温死亡率と (c)  $\langle T_{ave} \rangle$  および (d)  $\langle T_{MIN} \rangle$  の関係。いずれも，日本海側の9県（青森・秋田・山形・新潟・富山・石川・福井・鳥取・島根），関東の1都6県およびその他の道府県を異なる記号で表示した。灰色の点線は北海道と沖縄県を除く45都府県を対象にした1次回帰直線。

第 1 表 各都道府県の12～3月の低温死亡率（対数）と  $\langle T_{ave} \rangle$ 、 $\langle T_{MIN} \rangle$  との空間相関係数。北海道と沖縄県を除く45都府県の相関係数については， $p$  値を付記する。

		$\langle T_{ave} \rangle$		$\langle T_{MIN} \rangle$	
		相関係数	回帰係数 ( $\text{K}^{-1}$ )	相関係数	回帰係数 ( $\text{K}^{-1}$ )
単相関・ 単回帰	全年齢	$-0.73 (p=0.000)$ [ $-0.75$ ]	$-0.12$ [ $-0.09$ ]	$-0.61 (p=0.000)$ [ $-0.66$ ]	$-0.10$ [ $-0.07$ ]
	60歳未満	$-0.68 (p=0.000)$ [ $-0.71$ ]	$-0.12$ [ $-0.09$ ]	$-0.60 (p=0.000)$ [ $-0.65$ ]	$-0.10$ [ $-0.08$ ]
	80歳以上	$-0.68 (p=0.000)$ [ $-0.72$ ]	$-0.12$ [ $-0.11$ ]	$-0.59 (p=0.000)$ [ $-0.63$ ]	$-0.10$ [ $-0.09$ ]
偏相関・ 重回帰	全年齢	$-0.53 (p=0.000)$ [ $-0.57$ ]	$-0.17$ [ $-0.19$ ]	$0.21 (p=0.174)$ [ $0.35$ ]	$0.06$ [ $0.09$ ]
	60歳未満	$-0.40 (p=0.009)$ [ $-0.39$ ]	$-0.15$ [ $-0.14$ ]	$0.08 (p=0.619)$ [ $0.15$ ]	$0.03$ [ $0.04$ ]
	80歳以上	$-0.44 (p=0.003)$ [ $-0.50$ ]	$-0.17$ [ $-0.22$ ]	$0.14 (p=0.385)$ [ $0.28$ ]	$0.04$ [ $0.10$ ]

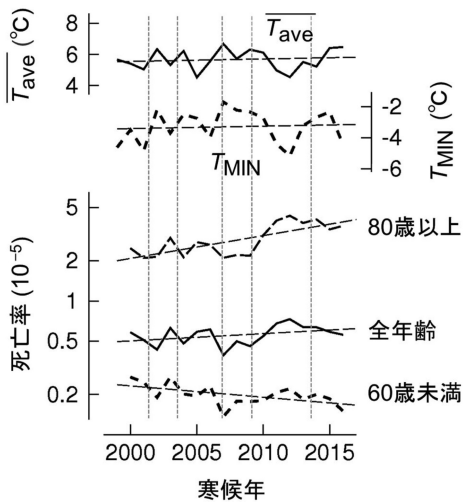
下線は危険率1%，5%，10%で有意であることを示す。

る。併せて、年々の死亡率と気温の変動の間には負相関が見て取れる。全年齢の死亡率と  $\overline{T_{ave}}$  の相関は  $-0.71$ 、 $T_{MIN}$  との相関は  $-0.65$  である。

そこで、死亡率の気温変動への依存性と経年変化率を最小2乗条件

$$\sum_n [\ln M_n - (A + BT_n + Cn)]^2 \rightarrow \min, \quad (2)$$

で評価した。ここで  $n$  は寒候年、 $M_n$  と  $T_n$  はその死亡率と気温 ( $\overline{T_{ave}}$  または  $T_{MIN}$ )、 $A$ 、 $B$ 、 $C$  は最小2乗係数である。 $T_n$  に対する回帰係数は  $B$  で、死亡率の経年変化率は  $C$  で与えられる。第2表は  $T_n$  として  $\overline{T_{ave}}$  を使った場合と  $T_{MIN}$  を使った場合について、 $B$  と  $C$  の値を示したものである。 $\overline{T_{ave}}$  を使った場合、 $B$  値は  $-0.15 \sim -0.2 K^{-1}$  であり、冬季気温が  $1^\circ C$  低い寒候年は死亡率が20%程度高い。この数値は同様の方法による藤部 (2016) の解析値 ( $-0.1 K^{-1}$  程度) よりも絶対値が大きい。この理由としては、暦年では

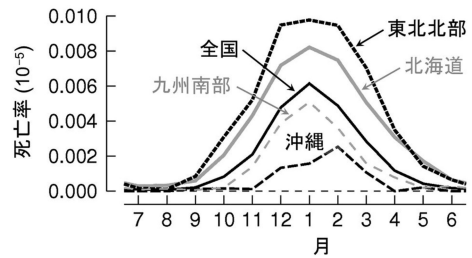


第5図 各都道府県の低温死亡率 (全年齢, 60歳未満, 80歳以上),  $\overline{T_{ave}}$  および  $T_{MIN}$  の経年変化。

なく寒候年のデータを使ったことにより、暖冬と寒冬の違いがより明瞭に表現されたことが考えられる。しかし、 $\overline{T_{ave}}$  に代えて  $T_{MIN}$  を使うと  $B$  値は  $-0.1 K^{-1}$  ぐらいであり、 $\overline{T_{ave}}$  を使ったときよりも絶対値が小さい。低温死亡率の年々変動は、冬季の最低気温よりも平均気温とより強く対応することが示唆される。また、これらの数値は夏季気温に対する熱中症死亡率の変動率が  $0.4 \sim 0.6 K^{-1}$  であること (藤部 2013; F18a) に比べれば小さく、低温死亡率は熱中症死亡率ほどには気温の年々変動に影響されないことがうかがえる。一方、 $C$  値は60歳未満については  $-1.7 \sim -2.0\%$  /年の低下、80歳以上は  $4\%$  /年前後の上昇であり、定性的には藤部 (2016) の結果 (1995~2014年にそれぞれ  $-2.4\%$  /年,  $2.2\%$  /年) と符合するが、藤部 (2016) よりも上昇傾向が強い。

### 3.4 季節変化

第6図は月別の死亡率 (18年平均値) を示す。月間日数の違いの影響を避けるため、死亡率を1日当たりの数値で表す。全国のほか、南北両地域の代表として北海道、東北部 (青森・岩手・秋田県)、九州南部 (宮崎・鹿児島県)、沖縄のものを示す。死亡率は沖縄を除いて1月に最高となるが、厳冬季への集中性は高くなく、1~2月の死亡数が年間の値に占める比率は全国平均で46%である。特に北日本は厳冬季への集中度が低く、北海道と東北部の1~2月の死亡数は年



第6図 月別の低温死亡率 (全年齢)。

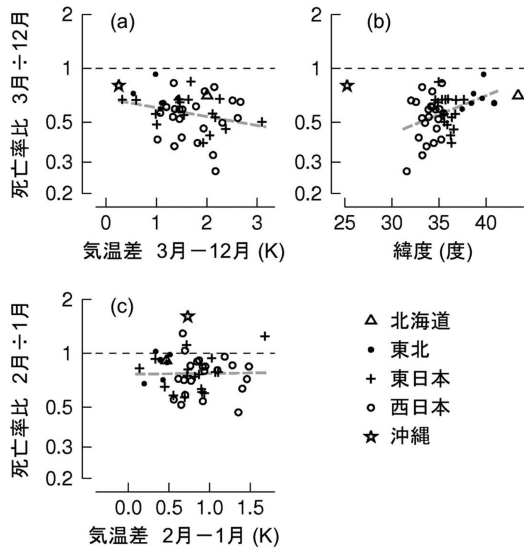
第2表 式 (2) による回帰係数  $B$ 、 $C$  の値。左半分は  $T_n$  として  $\overline{T_{ave}}$  を使った場合、右半分は  $T_{MIN}$  を使った場合。±は95%信頼幅を示す。

	$\overline{T_{ave}}$		$T_{MIN}$	
	$B (K^{-1})$	$C (\%/年)$	$B (K^{-1})$	$C (\%/年)$
全年齢	$-0.190 \pm 0.076$	$1.6 \pm 1.0$	$-0.102 \pm 0.065$	$1.1 \pm 1.3$
60歳未満	$-0.150 \pm 0.103$	$-1.7 \pm 1.4$	$-0.094 \pm 0.069$	$-2.0 \pm 1.4$
80歳以上	$-0.195 \pm 0.104$	$4.3 \pm 1.4$	$-0.107 \pm 0.079$	$3.8 \pm 1.6$

下線は危険率1%, 5%, 10%で有意であることを示す。

間値の38%である（東北北部を県別に見ると、青森40%、岩手41%、秋田35%）。一方、西日本は1~2月の比率が比較的高いが、それでも近畿~九州全体で49%、九州南部で53%（県別には宮崎46%、鹿児島58%）である。この状況は、熱中症による死亡が沖縄を除いて盛夏季に集中すること（全国平均で7、8月に82%）とは異なり、低温死亡は厳冬季への集中性が弱く、北日本でその傾向が大きいことを示している。年間死亡数に対する12~3月4ヶ月間の死亡数の比率は78%、11~4月の半年間では92%である。

冬の前半と後半の死亡率と気温との関係を比べるため、12月と3月の気温差を横軸に、死亡率比を縦軸に取って、各都道府県の値を描き込んだものを第7図aに示す。気温差は全体としてプラス（3月のほうが高温）、死亡率比は1未満（3月のほうが低率）であるが、それぞれの値は地域によって異なり、両者の間に負の空間相関がある。すなわち、気温差が大きい（3月が高温）都道府県ほど死亡率比が大きい（3月が低率）。気温差と死亡率比（対数、以下同じ）の相関係数は $-0.27 [-0.30]$ であり、危険率10% [5%] で有意である ( $p=0.085 [0.049]$ )。第7図bは死亡率



第7図 (a) 各都道府県の12月と3月の低温死亡率比（3月の値を12月の値で割ったもの、全年齢）と、平均気温差（3月の値から12月の値を引いたもの）との関係。(b) 同じく緯度との関係。(c) (a)と同様、ただし1月と2月、それぞれ、灰色の点線は北海道と沖縄を除く回帰直線。

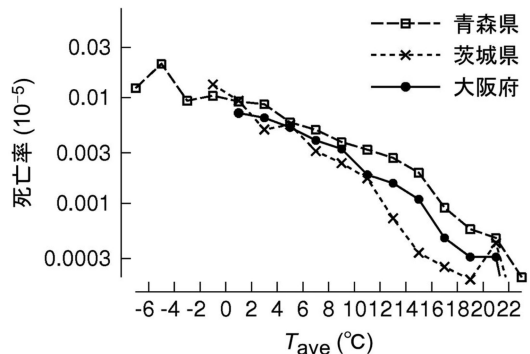
比と緯度との関係を示す。沖縄を含めなければ死亡率比と緯度の間には正相関があり、相関係数は $0.38 [0.21]$ である ( $p=0.013 [0.163]$ )。図は省くが、気温差と緯度の間には $-0.52 [-0.14]$ の負相関がある ( $p=0.001 [0.367]$ )。このように、北日本は春の昇温が遅く、3月になっても低温死亡率が下がりにくい傾向がある。

また、第7図aの回帰直線のy切片、すなわち気温差がゼロのときの死亡率比は1よりも小さく、その対数は $-0.39 \pm 0.22 [-0.36 \pm 0.21]$ である。これは、12月と3月の気温が等しければ死亡率は3月の方が3~4割低いことを意味する。第7図cは、aと同じ図を1月と2月の気温について作ったものである。第7図aと同様、回帰直線のy切片は負であり、その値は $-0.27 \pm 0.18 [-0.23 \pm 0.19]$ である。しかし、死亡率比と気温差の相関はなく、1月と2月の気温差に関わらず死亡率は2月の方が3割程度低いという結果になっている。

#### 4. 日々の低温死亡率と気温との関係

##### 4.1 死亡率と当日気温との関係

第8図は青森県・茨城県・大阪府について、日々の低温死亡率を  $T_{ave}$  の  $2^{\circ}\text{C}$  幅ごとの平均値で示したものである。全体の傾向として、低温死亡率は  $T_{ave}$  とともに低下するが、熱中症に比べて被害の発生する気温範囲は広い。熱中症の場合、日々の気温変動  $1^{\circ}\text{C}$  当たりの死亡率の変化は対数で0.4程度、すなわち40%程度であるが、第8図は15%程度である。また、熱中症の場合 (F18b of Fig. 2) は当日の気温 ( $T_{max}$  や  $T_{ave}$ ) が同じでも死亡率は都道府県によって異なる



第8図 日々の低温死亡率と  $T_{ave}$ （当日の日平均気温； $2^{\circ}\text{C}$  幅）との関係。



が、第8図では  $T_{ave} > 10^\circ\text{C}$  の範囲を除けば同じ  $T_{ave}$  における府県間の死亡率の違いは目立たない。

第9図は  $T_{ave}$  が  $4 \sim 6^\circ\text{C}$  ( $4^\circ\text{C}$ 以上  $6^\circ\text{C}$ 未満の意味、以下同様) である日と  $12 \sim 14^\circ\text{C}$  である日の各都道府県の低温死亡率を、横軸に  $\langle T_{ave} \rangle$  を取ってプロットしたものである。死亡率は当然ながら  $T_{ave} = 4 \sim 6^\circ\text{C}$  の日のほうが高いが、 $\langle T_{ave} \rangle$  とは有意な関係がない。第10図は  $T_{ave} = 4 \sim 6^\circ\text{C}$  の日について年齢層別の結果を示したものである。80歳以上のほうが60歳未満よりも死亡率が高いが、どちらも  $\langle T_{ave} \rangle$  とは有意な関係がない。このことは、低温死亡率が冬季気温の気候値には依存しないことを意味し、熱中症死亡率が夏季気温の気候値に依存すること (F18b) とは対照的である。なお、第9、10図によると同じ  $\langle T_{ave} \rangle$  値においても死亡率は都府県によってばらつき、第8図の  $T_{ave} > 10^\circ\text{C}$  範囲の府県差も、このようなばらつきに対応するものであるが、本稿ではこれ以上の深入りを避ける。

死亡率の  $T_{ave}$  と  $\langle T_{ave} \rangle$  への依存性を定量的に求めるため、F18bと同様、下記の最小2乗条件による回帰分析を行った。

$$\sum_{ik} w_k [\ln M_{ik} - (a \langle T_{ave} \rangle_k + b T_{ave\ i} + c)]^2 \rightarrow \min., \quad (3)$$

ここで  $M_{ik}$  は都道府県  $k$  における  $T_{ave}$  範囲  $i$  の低温死亡率であり、 $T_{ave\ i}$  はその  $T_{ave}$  の値である。 $w_k$  は重

みとして与える2015年の都道府県人口であり、 $a, b, c$  は最小2乗係数である。第3表は得られた  $a$  と  $b$  の値を示したもので、気温として  $T_{ave}$  に代え  $T_{max}$ ,  $T_{min}$  を使った場合の結果を併せて示す。また、「 $b$  (単)」は式 (3) の  $a \langle T_{ave} \rangle_k$  の項を除いた単回帰による値を示す。 $b$  の値はほぼ  $-0.13\text{K}^{-1}$  から  $-0.15\text{K}^{-1}$  の範囲にある。これは気温の種類や年齢層によらず、重回帰と単回帰による値の差もごく小さい。一方、 $a$  の絶対値は  $0.03\text{K}^{-1}$  以下であるが、一部に有意な負値が見られる。

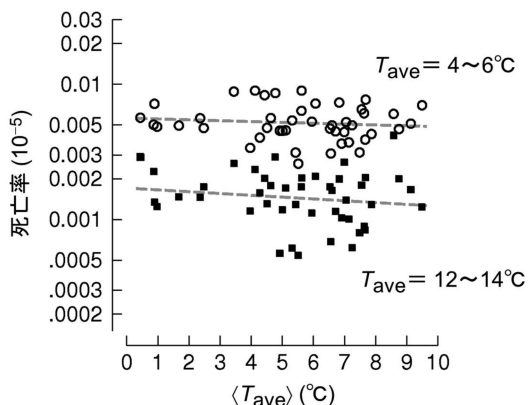
#### 4.2 死亡率と前日以前の気温との関係

式 (3) で求めた最小2乗係数  $a, b, c$  を使えば、各都道府県の当日の気温から死亡率の推定値  $M_c$  を

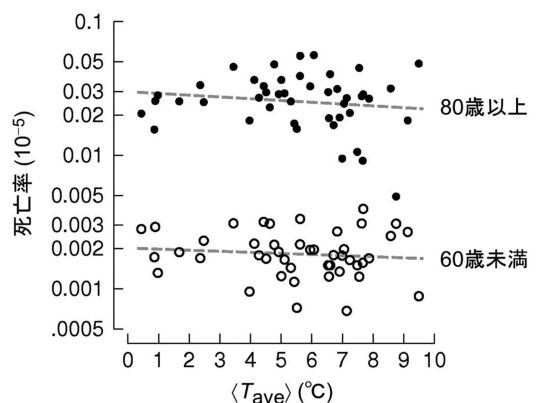
$$\ln M_c = a \langle T_{ave} \rangle_k + b T_{ave\ i} + c, \quad (4)$$

として計算できる。しかし当然ながら、実際の死亡率は必ずしも  $M_c$  には一致しない。その理由として、当日の気温以外の要因が死亡率に影響することが考えられる。そこで、死亡率の実況値  $M$  と  $M_c$  の比  $M/M_c$  を尺度として、当日気温以外の気象要素が死亡率に与える影響を評価した。この部分の解析方法も F18b と同様である。

まず、前日までの気温を取り上げる。 $n$  日前の日平均気温を  $T_{ave}^{(n)}$  とし、当日の値  $T_{ave}^{(0)}$  との差を  $\Delta T_{ave}^{(n)} = T_{ave}^{(n)} - T_{ave}^{(0)}$  と定義する。第11図は、 $n = 1, 4, 7, 15$  のそれぞれについて、 $\Delta T_{ave}^{(n)}$  の



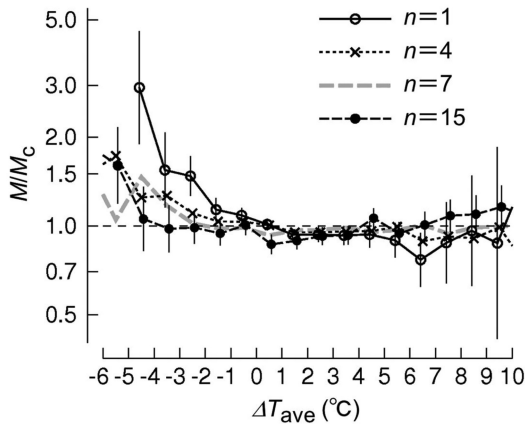
第9図  $T_{ave} = 4 \sim 6^\circ\text{C}$  ( $4^\circ\text{C}$ 以上  $6^\circ\text{C}$ 未満、以下同様) および  $12 \sim 14^\circ\text{C}$  の日の全年齢の低温死亡率を、横軸に  $\langle T_{ave} \rangle$  を取って、北海道と沖縄県を除く45都府県について示したものである。点線は45都府県についての1次回帰。



第10図 第9図と同様、ただし  $T_{ave} = 4 \sim 6^\circ\text{C}$  の日の60歳未満と80歳以上。

1°C範囲ごとに  $M/M_c$  の平均値を示したものである。この統計は、 $M_c$  が12~3月の全国の平均死亡率（3.1節の最初に述べたように  $0.57 \times 10^{-5}$ 、すなわち1日当たり  $0.0047 \times 10^{-5}$ ）以上である日を対象にし、各都道府県の人口で重みづけした。

第11図によると、 $\Delta T_{ave}^{(1)}$  がマイナスの場合は  $M/M_c > 1$  であり、 $M/M_c$  と  $\Delta T_{ave}^{(1)}$  の間に負相関が見られる。すなわち、前日の気温が当日よりも低いほど死亡率は上がる。一方、 $\Delta T_{ave}^{(1)}$  がプラスの場合は  $M/M_c$  はほぼ1であり、前日の気温が高くても死亡率はあまり変わらない。このように、低温死亡率の過去



第11図  $M/M_c$  と  $\Delta T_{ave}^{(n)}$  ( $n=1, 4, 7, 15$ ) の関係。  $n=1$  と  $n=15$  については、95%信頼幅を縦棒で示すとともに、グラフが重ならないよう、左右へ少しずらして表示した。

気温への依存性は非対称であり、熱中症の  $M/M_c$  が  $\Delta T$  の正負に対してほぼ対称になるのとは状況が異なる。 $n=4, 7$  についても同様の傾向があるが、 $n$  が増すにつれて  $\Delta T_{ave} < 0$  における  $M/M_c$  は小さくなる（1に近づく）。また、 $\Delta T_{ave} > 0$  においては  $n$  が5を超えると  $M/M_c$  と  $\Delta T_{ave}$  との相関が正になり、 $n=14\sim 18$  では1%水準で有意な正相関がある。回帰係数は  $n=15$  のときに最大である。このことは、当日の気温が同じなら、十数日前の気温が高かったときほど低温死亡率が高い傾向が、わずかながら存在することを意味する。

図は省略するが、 $T_{max}$  と  $T_{min}$  についても同様の解析を行った。第4表は、 $\Delta T_{ave}$ 、 $\Delta T_{max}$ 、 $\Delta T_{min}$ （総称して  $\Delta T$  と表記する）に対する  $\ln(M/M_c)$  の変化率、すなわち第11図のようなグラフの傾きを、 $\Delta T < 0$  と  $\Delta T > 0$  の部分に分け、それぞれ1次回帰で求めた結果を示す。1次回帰に当たっては、各  $\ln(M/M_c)$  値の信頼幅の逆数による重みをかけた。 $\Delta T < 0$  の部分では、 $T_{ave}$ 、 $T_{max}$ 、 $T_{min}$  のどれを使っても回帰係数は負である。ただし、 $T_{max}$ 、 $T_{min}$  による  $n=1$  についての回帰係数の値は、 $T_{ave}$  を使った場合の4割程度である。一方、 $\Delta T > 0$  の部分では、一部に有意な回帰係数が見られるものの、その絶対値は  $0.004K^{-1}$  以下である。このうち、 $n > 10$  においては  $T_{ave}$  を使えば1%水準で有意な正の回帰係数が得られるが、 $T_{max}$  と  $T_{min}$  による値は、 $T_{min}$  による  $n=16$  の回帰係数 ( $0.016K^{-1}$ 、10%水準で有意) を除いて10%水準でも有意でない。

第3表 式(3)による回帰係数  $a$ 、 $b$  の値。 $b$  (単) は、 $a$  項のない単回帰による値を示す。±は95%信頼幅を示す。

		$T_{ave}$	$T_{max}$	$T_{min}$
全年齢	有効データ数	621	667	634
	$a$ ( $K^{-1}$ )	$-0.012 \pm 0.013$	$-0.021 \pm 0.012$	$0.002 \pm 0.015$
	$b$ ( $K^{-1}$ )	$-0.149 \pm 0.006$	$-0.135 \pm 0.005$	$-0.148 \pm 0.006$
	$b$ (単) ( $K^{-1}$ )	$-0.151 \pm 0.005$	$-0.138 \pm 0.005$	$-0.148 \pm 0.006$
60歳未満	有効データ数	478	518	473
	$a$ ( $K^{-1}$ )	$-0.014 \pm 0.018$	$-0.025 \pm 0.017$	$-0.005 \pm 0.019$
	$b$ ( $K^{-1}$ )	$-0.139 \pm 0.008$	$-0.126 \pm 0.007$	$-0.135 \pm 0.008$
	$b$ (単) ( $K^{-1}$ )	$-0.141 \pm 0.007$	$-0.130 \pm 0.007$	$-0.136 \pm 0.007$
80歳以上	有効データ数	544	584	535
	$a$ ( $K^{-1}$ )	$-0.020 \pm 0.019$	$-0.021 \pm 0.017$	$-0.008 \pm 0.020$
	$b$ ( $K^{-1}$ )	$-0.139 \pm 0.008$	$-0.125 \pm 0.007$	$-0.137 \pm 0.008$
	$b$ (単) ( $K^{-1}$ )	$-0.142 \pm 0.007$	$-0.128 \pm 0.007$	$-0.138 \pm 0.008$

$a$  の下線は危険率 1%、5%、10% で有意であることを示す。

## 4.3 死亡率と気温以外の気象要素との関係

F18bと同様、 $M/M_c$ と当日の日最小湿度・日平均湿度（以下合わせて「湿度」）、日最大風速・日平均風速（以下「風速」）、および日照時間との関係を調べた。加えて、当日の降水頻度についても調べた。いずれも、気温の解析に使った629地点（2.3節）のデータを使った。ただし、湿度のデータは気象官署（旧測候所を含む）に限られるため、上記のうち気象官署137地点の資料を使った。

解析に当たり、湿度については観測所の立地条件による空間的な偏り（都市では湿度が低い等）を除くため、1999～2016年の12～3月の平均値からの偏差を使った。風速については、環境条件の違いによる偏りをなくするため、1999～2016年の12～3月について12～15時の平均風速を求め、それとの比を利用した。12～15時の風速を基準にしたのは、大気境界層の安定度が弱く、観測所の周辺環境の影響が反映されやすいと考えたからである。降水頻度は、01～24時の各時刻の前1時間に1mm以上の降水が観測された時間数×地点数の比率と定義した。その際、1時間降水量0.5mmのデータは0.5回として扱った。都道府県内のすべての地点ですべての時刻に1mm以上の降水が記録されれば、降水頻度は100%である。これらの各要素について、気温と同様、都道府県内の空間平均値を求めた。

4.2節までの解析においては、気温として  $T_{ave}$ 、 $T_{max}$ 、 $T_{min}$ のどれを使っても結果に大差はなかった。しかし、湿度等と死亡率の関係は、気温の尺度をどれにするかによって異なる。その場合、 $T_{ave}$ による結果は他の2者によるもののほぼ中間なので、 $T_{max}$ と $T_{min}$ に基づく結果を主に示す。また、各横軸の量に対する  $M/M_c$  の変化率、すなわち1次回帰係数を第5表に示す。

第12図aは  $M/M_c$  と日最小湿度の関係を示したも

のである。 $T_{min}$ が同じなら  $M/M_c$  と湿度は正相関、すなわち湿度の高い日に  $M/M_c$  が大きいのに対し、 $T_{max}$ が同じなら弱い負相関である。日最小湿度の代わりに日平均湿度を使っても同様の結果が得られる（第5表）。

第12図b～dは  $M/M_c$  と日最大風速・日照時間・降水比率の関係を示したものである。 $M/M_c$  と日最大風速とは、気温の種別によらず正相関がある。回帰係数は  $T_{min}$  を使った場合に最も大きい。一方、 $M/M_c$  と日平均風速との相関は小さく、有意なのは  $T_{min}$  を使った場合だけである。日照時間については、 $T_{min}$ 、 $T_{ave}$ が同じなら負相関、 $T_{max}$ が同じなら正相関である。また、 $M/M_c$  と降水比率とは、 $T_{min}$ 、 $T_{ave}$ を使えば正相関、 $T_{max}$ を使えばほぼ無相関である。

## 5. 議論

本研究では人口動態統計による個票データを使い、低温死亡率の空間分布や時間変動の実態を調べ、低温死亡率が熱中症死亡率（F18a, b）と同様、気温の分布や年々変動に対応して地域的・時間的に変動することを示した。熱中症は一種の気象災害であるという認識が持たれつつあり、低温死亡についても気象が関わる人的被害という観点からその実態を詳しく解明していくことが望まれる。

一方、低温死亡率と熱中症死亡率の気候学的特徴の違いとして、下記のことが挙げられる。

- (1) 熱中症死亡率の分布は年齢層によって異なるが、低温死亡率は年齢層によらず似た分布を持つ。
- (2) 気温の年々変動や日々変動に対する低温死亡率の変動率はそれぞれ1℃当たり15～20%であり、熱中症死亡率の変動率（40～50%）に比べて小さい。
- (3) 季節変化において、低温死亡の厳冬季への集中度は熱中症死亡の盛夏季への集中度よりも弱い。
- (4) 日々の低温死亡率は、各都府県の冬季平均気温

第4表  $\Delta T_{ave}^{(m)}$  に対する  $\ln(M/M_c)$  の変化率、すなわち第11図のグラフの傾き、 $\Delta T_{ave}^{(m)} < 0$  と  $\Delta T_{ave}^{(m)} \geq 0$  の範囲について別々に求めた。併せて、 $T_{max}$  と  $T_{min}$  について同様に示す。±は95%信頼幅を示す。単位は  $K^{-1}$ 。

	$T_{ave}$		$T_{max}$		$T_{min}$	
	$\Delta T_{ave} < 0$	$\Delta T_{ave} \geq 0$	$\Delta T_{max} < 0$	$\Delta T_{max} \geq 0$	$\Delta T_{min} < 0$	$\Delta T_{min} \geq 0$
$n=1$	$-0.148 \pm 0.080$	$-0.003 \pm 0.025$	$-0.058 \pm 0.021$	$-0.027 \pm 0.017$	$-0.057 \pm 0.030$	$0.013 \pm 0.045$
$n=4$	$-0.066 \pm 0.026$	$-0.011 \pm 0.011$	$-0.068 \pm 0.037$	$-0.026 \pm 0.010$	$-0.072 \pm 0.035$	$-0.020 \pm 0.011$
$n=7$	$-0.066 \pm 0.035$	$0.009 \pm 0.022$	$-0.050 \pm 0.024$	$-0.014 \pm 0.013$	$-0.054 \pm 0.034$	$0.000 \pm 0.019$
$n=15$	$-0.088 \pm 0.055$	$0.035 \pm 0.024$	$-0.065 \pm 0.034$	$0.005 \pm 0.008$	$-0.052 \pm 0.047$	$0.011 \pm 0.014$

下線は危険率1%, 5%, 10%で有意であることを示す。

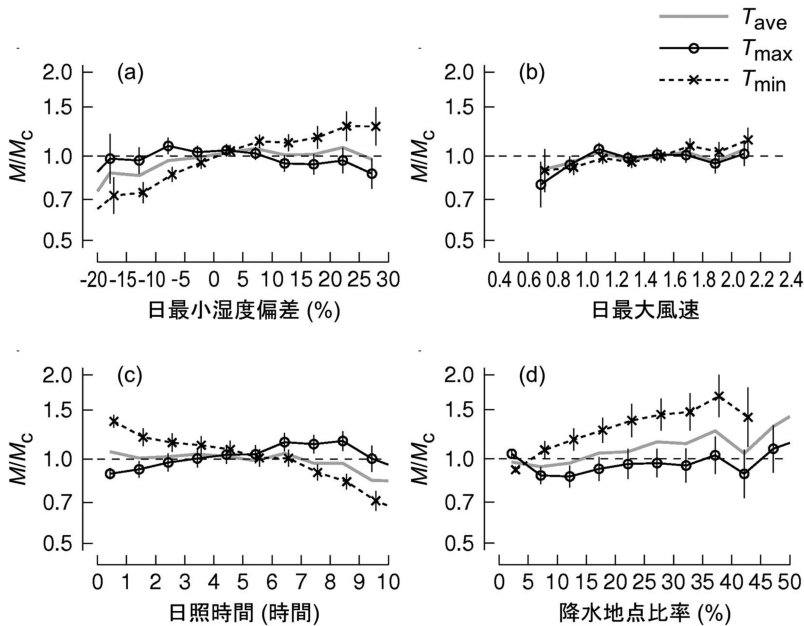
(気候値)にはほとんど依存しない。

上記の(1)は、年齢層による差が目立たないという意味で、低温死亡率の分布が熱中症死亡率よりも単純であることを表している。このことには、夏と比べて冬の大規模場の南北温度差が大きく、気温分布自体の南高北低傾向が明瞭であることが関わっているかも知れない。一方(2)と(3)は、低温死亡率が熱中症死亡率ほどには気温の年々変動や季節変動に敏感でないことを示唆する。

また、(4)は冬が暖かい地域でも寒い地域でも、当日の気温が同じなら低温死亡率(の平均値)が同じになることを意味し、低温に対する馴化の効果を否定す

る。しかし、月別の死亡率が冬の前半に比べて後半に低いこと(第7図)は、熱中症死亡率の7月から8月にかけての低下(F18a)と類似し、馴化の効果を示唆する。日々の低温死亡率と十数日前の気温との関係においても、 $\Delta T_{ave} > 0$ の場合だけという限定はあるが、高温の後に死亡率が高い傾向が認められ、馴化を示唆する。低温死亡にも馴化が働くが、熱中症ほど顕著ではないのかも知れない。なお、暑熱関連死(heat-related death)に関し、暑熱に脆弱な人々が高温期の初期に死亡し、その後は相対的に健康な人の割合が高まることによって死亡率が下がる“mortality displacement”という概念がある(Hajat *et al.* 2005)。低温死亡に対する同種の効果や馴化についての解明は今後の課題としたい。

加えて本研究では、日々の低温死亡率が相対湿度によって異なることが見出された。しかしその内容は、対象日の場合分けに日最高气温を使うか日最低气温を使うかによって異なり、日最高气温が同じなら湿度の低い日に死亡率が高く、日最低气温が同じなら湿度の高い日に死亡率の高い傾向がある。これは、湿度と気温との関係を考えることで解釈できる。相対湿度の高い日は曇雨天の傾向があると考えられるので、日最高气温が同じなら、湿度の高い日は夜間の気温が高く低



第12図  $M/M_c$ と各要素との関係。気温として  $T_{ave}$ ,  $T_{max}$ ,  $T_{min}$ のそれぞれを使った場合の結果を示す。 $T_{max}$ と $T_{min}$ については95%信頼幅を縦棒で示すとともに、左右へ少しずらして表示した。

第5表 各要素に対する  $\ln(M/M_c)$  の変化率。±は95%信頼幅を示す。

	$T_{ave}$	$T_{max}$	$T_{min}$
日最小湿度 (/10%)	$0.028 \pm 0.028$	$-0.037 \pm 0.026$	$0.127 \pm 0.027$
日平均湿度 (/10%)	$0.017 \pm 0.024$	$-0.036 \pm 0.026$	$0.102 \pm 0.017$
日最大風速	$0.108 \pm 0.110$	$0.105 \pm 0.099$	$0.201 \pm 0.132$
日平均風速	$0.018 \pm 0.057$	$0.015 \pm 0.065$	$0.067 \pm 0.059$
日照時間 ( $h^{-1}$ )	$-0.017 \pm 0.010$	$0.023 \pm 0.014$	$-0.066 \pm 0.013$
降水頻度 (/10%)	$0.066 \pm 0.018$	$0.013 \pm 0.024$	$0.141 \pm 0.021$

下線は危険率1%, 5%, 10%で有意であることを示す。

温死亡は抑制されるのに対し、日最低気温が同じで湿度の高い日は、昼間の気温が低く低温死亡は増すであろう。同様の解釈は、日照時間や降水頻度と低温死亡率の関係についても当てはまる。このほか、日最大風速が大きい日に死亡率の高い傾向が認められたが（日最低気温が同じ場合）、風速が倍違っても死亡率の変化は1～2割であり（第5表）、風速の影響はあまり大きくないという印象がある。これは解析方法が単純すぎるためなのか、あるいは低温死亡の相当部分が屋内で発生することを反映するののかについては判断を保留したい。

以下、今後に向けた課題について議論する。

まず、今回の研究は都道府県単位で行ったが、低温死亡率にはもっと細かい地域性が考えられる。熱中症の場合、東京の区ごとの死亡率に数倍の差があり、その分布には気温に対応した変動が見られる（藤部ほか2017）。低温死亡率に関しては、2.3節で触れた平野部と山間部の比較も興味深いテーマであろう。

また、低温が死亡の間接的な要因になった低温関連死（cold-related deaths）の研究も行われている。Chung *et al.* (2018) は1972～2012年の人口動態統計データを使い、暑熱・低温関連死亡率（至適気温下の死亡率からの偏差；死因は問わない）の長期変化やその地域性を明らかにした。また短期的には、低温による死亡率の上昇が高温による死亡率上昇よりも長引く（1週間ほど先まで）ことが示され（Ng *et al.* 2014; Chung *et al.* 2015; Ma *et al.* 2018）、同様のことはアメリカや中国でも報告されている（Anderson and Bell 2009; Ma *et al.* 2014）。しかし、本研究の対象であるX31、すなわち低温を直接の原因とする死亡数は年間の死亡数全体の0.1%のオーダーであり、関連死についての研究結果と今回の結果との対応関係についてはなお見極める必要がある。

国外では、低温死亡と社会的要因の関係に関する統計的な研究が行われている。例えばアメリカでは、低温死亡率は白人よりも黒人で高く（Thacker *et al.* 2008）、都市よりも農村で、高所得地域よりも低所得地域で高い（Berko *et al.* 2014）。また、Vuillermoz *et al.* (2016) によるとフランスのホームレス者の低温死亡率は全国平均の6.4倍である。低温関連死についても、低所得地域や貧困地域の高死亡率傾向が示されている（Hajat *et al.* 2007; Deschenes and Moretti 2009）。国内では、1980年前後の東京都の凍死者の80%以上が“無職ないし職業不詳”であったこと

（田中ほか 1988）、2000年の大阪市におけるホームレス者の死因の6%が凍死だったこと（逢坂ほか 2003）などが報告されている。本研究の結果のうち、低温死亡率が気温の年々変動にさほど敏感でないことは、低温死亡に対する社会的要因の寄与を暗示するものであり、さらなる実態解明が期待される。

低温（X31）による死者が年間1000人に及ぶ中、その全体像を明らかにしつつ、死亡率の地域特性や時間的変動、社会的要因との関連に関するきめ細かい解析を進め、被害の抑止に結びつけていくことが今後の課題である。

## 6. まとめ

本研究で新たに得られた知見を以下に列挙する。

- ・都道府県ごとの低温死亡率と冬季平均気温の間には-0.7前後の負の空間相関があり、冬季（12～3月）平均気温が1℃低い地域では死亡率が12%程度高い。年齢層による分布の特徴の違いは目立たない。
- ・年々変動においては、全国の冬季の低温死亡率と気温との間には相関係数-0.7前後の負相関があり、気温が1℃低い年（寒候年）の死亡率は20%程度高い。
- ・季節変化においては、12～3月の低温死亡数が年間の78%を占める。北日本は低温死亡率の高い期間が長く、厳冬季への集中性が弱い傾向がある。
- ・日々の低温死亡率は当日の気温1℃当たり15%程度変化する。この値は日最高・最低・平均気温のどれを使ってもほぼ同じであり、熱中症死亡率の気温依存性（40%K<sup>-1</sup>程度）よりも小さい。また、日々の低温死亡率は冬季平均気温の気候値には依存せず、当日の気温が同じなら北日本でも東～西日本でもほぼ同じ値になる。
- ・当日の気温が同じでも、前日～数日前の気温が低ければ低温死亡率は高い傾向がある。しかし、前日～数日前の気温が高くても死亡率はほとんど変わらない。一方、十数日前の気温が高ければ低温死亡率はわずかながら高い傾向がある。
- ・低温死亡率と相対湿度や日照時間・降水との関係は、対象日の場合分けに日最高気温を使うか日最低気温を使うかによって異なる。日最高気温が同じなら、低湿・多照の日に死亡率が高く、日最低気温が同じなら高湿・寡照・多雨の日に死亡率の高い傾向がある。また、日最大風速の大きい日に死亡率がや

や高い。

以上から、低温死亡率は気温の地域的・時間的な変動に影響されることが分かる。しかし、熱中症に比べると気温変動に対する低温死亡率の変化率は小さく、低温馴化を示唆する事実がある一方で、そうでない事実も見出される。

## 謝 辞

人口動態統計の個票データは首都大学東京総合研究推進機構のURA室を通じて厚生労働省から提供を受けた。本研究は首都大学東京と東京都監察医務院の共同研究「気候モデルによる熱中症と低温死発現リスクの将来予測」および科研費「熱中症による死亡をもたらす気象条件とその発現要因の解明」(基盤研究C, 課題番号17K00523)の成果の一部である。

## 参 考 文 献

- Anderson, B. G. and M. L. Bell, 2009: Weather-related mortality: How heat, cold, and heat waves affect mortality in the United States. *Epidemiology*, **20**, 205-213.
- Asanuma, S., C. Liang and M. Ando, 2007: Impact assessment of heat stress on population health in Japan and China. *Glob. Environ. Res.*, **11**, 39-44.
- Berko, J., D. D. Ingram, S. Saha and J. D. Parker, 2014: Deaths attributed to heat, cold, and other weather events in the United States, 2006-2010. *Natl. Health Stat. Rep.*, **76**, 1-15.
- Chung, Y., Y.-H. Lim, Y. Honda, Y.-L. L. Guo, M. Hashizume, M. L. Bell, B.-Y. Chen and H. Kim, 2015: Mortality related to extreme temperature for 15 cities in Northeast Asia. *Epidemiology*, **26**, 255-262.
- Chung, Y., D. Yang, A. Gasparrini, A. M. Vicedo-Cabrera, C. F. S. Ng, Y. Kim, Y. Honda and M. Hashizume, 2018: Changing susceptibility to non-optimum temperatures in Japan, 1972-2012. *Environ. Health Perspect.*, **126**, 057002, doi:10.1289/EHP2546.
- Deschenes, O. and E. Moretti, 2009: Extreme weather events, mortality and migration. *Rev. Econ. Stat.*, **91**, 659-681.
- 藤部文昭, 2013: 暑熱(熱中症)による国内死者数と夏季気温の長期変動. *天気*, **60**, 371-381.
- 藤部文昭, 2016: 低温による国内死者数と冬季気温の長期変動. *天気*, **63**, 469-476.
- 藤部文昭, 松本 淳, 鈴木秀人, 2017: 東京23区の熱中症死亡率と気温分布との関係—2013年についての解析—. *日本ヒートアイランド学会誌*, **12**, 1-8.
- Fujibe, F., J. Matsumoto and H. Suzuki, 2018a: Spatial and temporal features of heat stroke mortality in Japan and their relation to temperature variations, 1999-2014. *Geogr. Rev. Japan, Ser.B*, **91**, 17-27.
- Fujibe, F., J. Matsumoto and H. Suzuki, 2018b: Regional features of the relationship between daily heat-stroke mortality and temperature in different climate zones in Japan. *SOLA*, **14**, 144-147.
- Goklany, I. M., 2009: Deaths and death rates from extreme weather events: 1900-2008. *J. Amer. Physicians Surg.*, **14**, 102-109.
- Hajat, S., B. G. Armstrong, N. Gouveia and P. Wilkinson, 2005: Mortality displacement of heat-related deaths: A comparison of Delhi, Saõ Paulo, and London. *Epidemiology*, **16**, 613-620.
- Hajat, S., R. S. Kovats and K. Lachowycz, 2007: Heat-related and cold-related deaths in England and Wales: Who is at risk? *Occup. Environ. Med.*, **64**, 93-100.
- 星 秋夫, 中井誠一, 金田英子, 山本 享, 稲葉 裕, 2010: わが国における熱中症死亡の地域差. *日本生気象学会雑誌*, **47**, 175-184.
- Hoshi, A., O. Kashimura and S. Sakate, 2016: Heat disorder-related mortality rates of major Japanese cities. *Japan. J. Sport Health Sci.*, **3**, 53-60.
- 気象庁統計室, 2011: 2010年平年値の作成方法について. *測候時報*, **78**, 43-56.
- Ma, C., Y. Honda and T. N. Dang, 2018: Comparison of wet-bulb globe temperature (WBGT) and mean temperature for assessment of heat-related mortality: evidence from 47 Japanese prefectures. *Japan. J. Health Hum. Ecol.*, **84**, 52-72.
- Ma, W., R. Chen and H. Kan, 2014: Temperature-related mortality in 17 large Chinese cities: How heat and cold affect mortality in China. *Environ. Res.*, **134**, 127-133.
- Nakai, S., T. Itoh and T. Morimoto, 1999: Deaths from heat-stroke in Japan: 1968-1994. *Int. J. Biometeor.*, **43**, 124-127.
- Ng, C. F. S., K. Ueda, A. Takeuchi, H. Nitta, S. Konishi, R. Bagrowicz, C. Watanabe and A. Takami, 2014: Sociogeographic variation in the effects of heat and cold on daily mortality in Japan. *J. Epidemiol.*, **24**, 15-24.
- 日本救急医学会熱中症に関する委員会, 2013: 本邦における低体温症の実態. *日本救急医学会雑誌*, **24**, 377-389.
- 逢坂隆子, 坂井芳夫, 黒田研二, 的場梁次, 2003: 大阪市におけるホームレス者の死亡調査. *日本公衆衛生雑誌*, **50**, 686-696.

田中正敏, 徳留省悟, 大中忠勝, 藤井幸雄, 1988: 東京都における凍死症例の検討. 日本生気象学会雑誌, 25, 119-127.

Thacker, M. T. F., R. Lee, R. I. Sabogal and A. Henderson, 2008: Overview of deaths associated with natural events, United States, 1979-2004. *Disasters*, 32, 303-

315.

Vuillermoz, C., A. Aouba, L. Grout, S. Vandentorren, F. Tassin, M. Moreno-Betancur, E. Jouglu and G. Rey, 2016: Mortality among homeless people in France. *Eur. J. Public Health*, 26, 1028-1034.

---

## Spatial and Temporal Features of Cold Mortality in Japan and Their Relation to Temperature Variations

Fumiaki FUJIBE\*<sup>1</sup>, Jun MATSUMOTO\*<sup>2</sup> and Hideto SUZUKI\*<sup>3</sup>

\*<sup>1</sup> (*Corresponding author*) *Research Center for Climatology, Department of Geography, Tokyo Metropolitan University, Hachioji 192-0397, Japan.*

*E-mail: ffujibe.bs@gmail.com*

\*<sup>2</sup> *Research Center for Climatology, Department of Geography, Tokyo Metropolitan University.*

\*<sup>3</sup> *Tokyo Medical Examiner's Office, Tokyo, Japan.*

(Received 15 February 2019; Accepted 4 May 2019)

### Abstract

Using Vital Statistics data of the Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan, regional and temporal features of cold mortality were analyzed with relation to temperature variations. For 16,573 deaths from "exposure to excessive natural cold (X31)" that is based on the Tenth International Classification of Diseases (ICD-10), mortality in each of the 47 prefectures was calculated after adjusting for differences in the age structure among prefectures and years. It was found that cold mortality is higher by about 12% in a prefecture where climatic-mean winter (December-March) temperature was 1°C lower. For seasonal and interannual variations, the four months from December to March account for 78% of the annual cold mortality, and a winter of 1°C lower mean temperature (December-March) has a higher cold mortality by about 20%. On a daily time scale, cold mortality is found to increase by about 15% for a 1°C difference of daily mean temperature. These results indicate that cold mortality is dependent on climatological and meteorological conditions in each region and on a daily to yearly time scales, although the dependence is weaker than that of heat-stroke mortality.