

3) 都市域バックグラウンドデータを用いた PM_{2.5} に対する 地域変動寄与の簡易推定

角田朋生 山本裕典* 豊永悟史

要 旨

県内の都市域（熊本市内）で PM_{2.5} の濃度レベルが相対的に高い要因を明らかにするため、都市域バックグラウンド地点で PM_{2.5} 等の大気環境調査を行った。また、調査データの解析によって空間的スケールの異なる濃度変動を切り分け各変動の寄与を評価することで、都市域の PM_{2.5} 濃度に対する地域的な濃度変動の寄与を簡易的に推定した。

都市域 3 地点での推定結果は 24～39%であり、地域的な濃度変動は、都市域の PM_{2.5} 濃度に対し一定の寄与があり、都市域で PM_{2.5} の濃度レベルが相対的に高い要因になっていると考えられた。

キーワード：PM_{2.5}, 地域汚染, 都市域, 寄与割合の推定

はじめに

熊本県の PM_{2.5} 濃度の状況は、県全体では概ね環境基準を達成している（達成率 83%：平成 30 年度）ものの、都市域（熊本市内）では濃度レベルが相対的に高く環境基準非達成の地点が点在している。

PM_{2.5} の濃度変動は、異なる空間的スケールで生じる変動の影響を受けていると考えられている¹⁾。PM_{2.5} は東アジアからの越境移流の影響を受ける一方で、地域発生源等の影響も受ける²⁾。これらの影響の空間的スケールに着目すると、前者は主に広域的に生じる濃度変動（以下「広域変動」）であり、後者は主に地域的に生じる濃度変動（以下「地域変動」）と解釈することが出来る。したがって、空間的スケール別に濃度変動を切り分け、各変動の寄与を評価することで、都市域で濃度レベルが高い要因を詳細に明らかにできる可能性がある。

本研究では、都市域バックグラウンド（BG）地点での PM_{2.5} 等の測定データを活用することで、都市域の濃度変動を広域変動と地域変動に切り分けて評価することを試みた。

調査方法

1. 調査内容

都市域 BG 地点として熊本市河内グラウンド（以下「河内」）に移動監視局の大気環境測定車を設置し、調査を行った。

調査期間は、2018 年 4 月～2019 年 2 月とした。

2. 使用データ

都市域 BG 地点として河内を設定した。なお、都市域 BG 地点としての妥当性は、結果及び考察にて検証を行った。また、県内 BG 地点として常時監視局（測定局）2 地点（天草高浜、苓北志岐）を設定し、都市域地点として測定局 3 地点（京町、水道町（自排局）、中島）を設定した。

各地点の PM_{2.5} 濃度と NO_x 濃度を解析に使用した。なお、全地点の PM_{2.5} データについて、測定日数が少ないため 4 月の月平均値は使用しなかった。また、河内の NO_x データについて、欠測の影響により 2018 年 10 月～2019 年 2 月の期間のみを使用した。

各調査地点の位置を図 1²⁾ に示す。

河内は、都市域近傍の高地（標高約 360 m）に位置しており周辺に事業所、幹線道路等の発生源もない地点であり、人為的な地域汚染の影響を受け難いと考えられる。

県内 BG 地点として設定した天草高浜及び苓北志岐は、東シナ海に面する天草西海岸に位置し、周辺に事業所、幹線道路等の発生源がほとんどない地点である。PM_{2.5} の濃度レベルは相対的に低く、地域汚染の影響は小さいと考えられる^{3) 4)}。

都市域地点として設定した水道町、京町及び中島は、中心市街地や幹線道路等の周辺に位置し、PM_{2.5} の濃度

*現環境センター

レベルが相対的に高い地点であり、人為的な地域汚染の影響を受けていると考えられる^{3), 4)}。

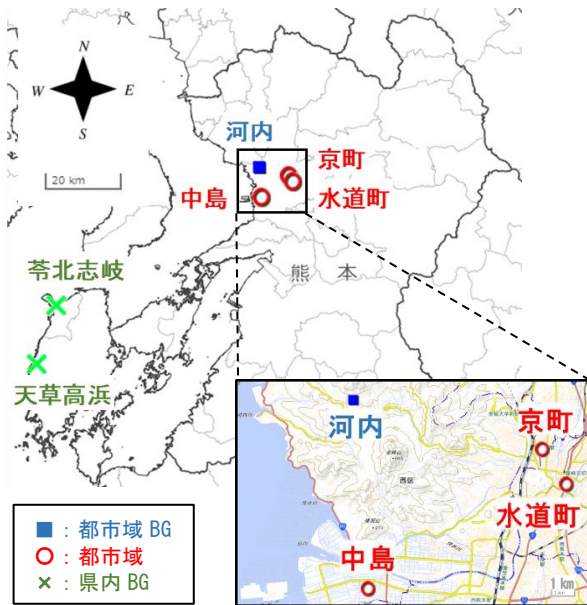


図 1 調査地点

3. 地域変動の寄与割合の推定方法

都市場 BG 地点と都市場地点の PM_{2.5} データを用いて、地点間の濃度差による算出法（以下「差分法」）と回帰分析による算出法（以下「回帰分析法」）の 2 手法で地域変動の寄与割合を簡易的に推定した。

3.1 差分法

都市場 BG 地点と都市場地点の PM_{2.5} 濃度の差から、地域変動の寄与割合を簡易的に推定した。

都市場 BG 地点における PM_{2.5} 濃度は広域変動に相当すると仮定し、都市場地点における PM_{2.5} 濃度は広域変動と地域変動の合計に相当すると仮定した（図 2）。この仮定に基づき、地域変動に相当する PM_{2.5} 濃度（ $\Delta PM_{2.5}$ ）を都市場地点と都市場 BG 地点の PM_{2.5} 濃度の差から算出した（Eq.1）。

$$\Delta PM_{2.5 ij} = C_{ij} - C_{kj} \quad (1)$$

ここで、 $\Delta PM_{2.5 ij}$ は都市場 *i* 地点における調査開始から *j* 番目の月の $\Delta PM_{2.5}$ の月平均値、 C_{ij} は都市場 *i* 地点における調査開始から *j* 番目の月の月平均値、 C_{kj} は都市場 BG 地点における調査開始から *j* 番目の月の月平均値である。

また、調査期間平均の地域変動の寄与割合を都市場濃度に占める $\Delta PM_{2.5}$ の割合から算出した（Eq.2）。

$$R_{di} = \frac{100}{m} \times \sum_{j=1}^m \frac{\Delta PM_{2.5 ij}}{C_{ij}} \quad (2)$$

ここで、 R_{di} は都市場 *i* 地点における調査期間平均の地域変動の寄与割合、*m* は C_{ij} の算出月数である。

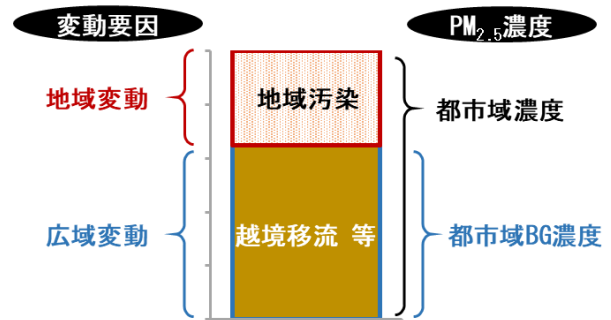


図 2 PM_{2.5} 濃度と変動要因の関係

3.2 回帰分析法

都市場 BG 地点と都市場地点の PM_{2.5} 濃度に対する回帰分析を用いて地域変動の寄与割合を簡易的に推定した。

散布図の y 軸を都市場 BG 濃度とし、x 軸を都市場濃度とした場合には、回帰直線 $y=ax+b$ の傾き *a* は都市場濃度に対する都市場 BG 濃度（広域変動）の寄与に相当すると仮定した（図 3）。この仮定に基づき、地域変動の寄与割合を各都市場地点の回帰直線の傾きを用いて算出した（Eq.3）。

$$R_{ii} = (1 - a_i) \times 100 \quad (3)$$

ここで、 R_{ii} は都市場 *i* 地点における地域変動の寄与割合、 a_i は都市場 *i* 地点の回帰直線の傾きである。

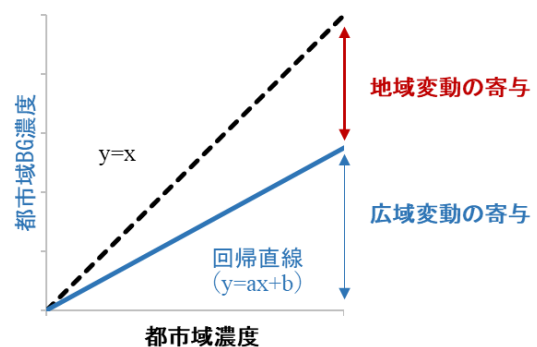


図 3 回帰直線と PM_{2.5} の各変動寄与の関係

結果及び考察

1. 都市場 BG の妥当性評価

河内について、都市場 BG 地点としての妥当性評価

を、都市域・県内 BG 地点の測定データと比較することで行った。

PM_{2.5}の濃度レベルについて、月平均値で比較した結果、河内は都市域3地点よりも常に低く、県内BG2地点と同水準だった(図4)。また、濃度挙動の類似性について、日平均値で確認したところ、河内は都市域3地点全てと高い相関(R²>0.8)を示し、類似性があった(図5)。

以上の結果から、河内のPM_{2.5}データは、都市域BGデータとして妥当性があると考えられた。

なお、燃焼由来の地域発生源の寄与の指標となるNO_xデータ³⁾についても、濃度レベルを河内と都市域・県内BGの各地点で比較した。その結果、河内と各地点との濃度レベルの関係性はPM_{2.5}の結果と同様であった(図6)。

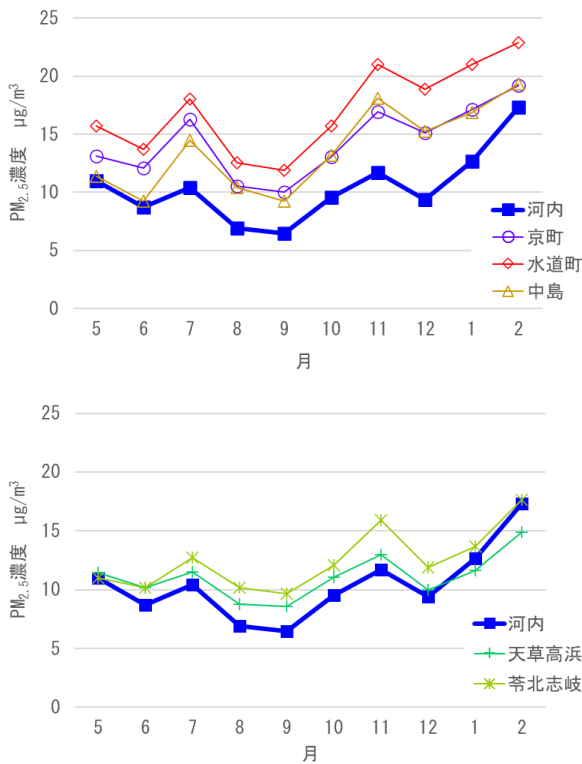


図4 都市域地点(上段)と県内BG地点(下段)とのPM_{2.5}濃度レベルの比較

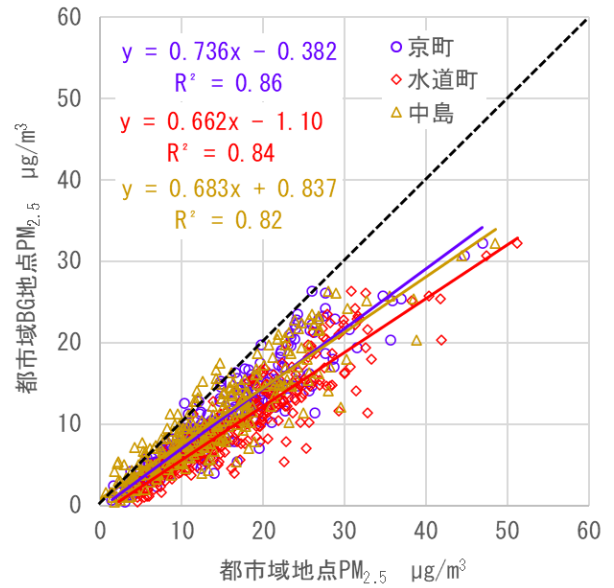


図5 都市域BG地点と都市域地点のPM_{2.5}濃度の回帰分析

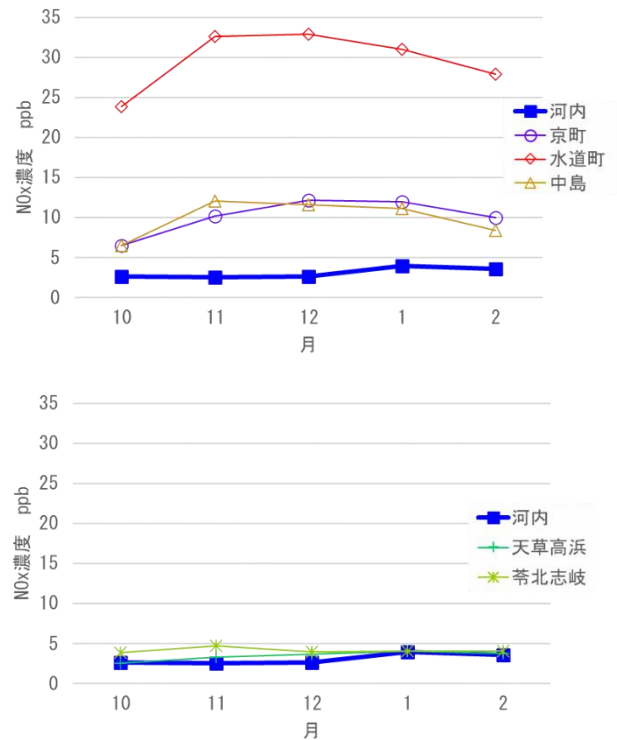


図6 都市域地点(上段)と県内BG地点(下段)とのNO_x濃度レベルの比較

2. 地域変動の寄与割合の推定

都市域3地点における差分法と回帰分析法による手法別の推定結果を表1に示す。

ま と め

河内の PM_{2.5} データについて、都市域 BG データとしての妥当性評価を、都市域・県内 BG のデータと比較することで行った。

濃度レベルについて、河内は都市域 3 地点よりも常に低く県内 BG2 地点と同水準であり、濃度挙動の類似性について、河内は都市域 3 地点全てと高い相関を示した。以上の結果から、河内は、都市域 BG 地点としての妥当性があると考えられた。

都市域における地域変動の寄与割合の簡易推定について、都市域 BG 及び都市域の PM_{2.5} データを用いて、差分法と回帰分析法の 2 手法で行った。都市域 3 地点の寄与割合は 24~39%であり、地点別の推定結果に手法による大きな相違はなかった。

以上の結果から、地域変動は都市域の PM_{2.5} 濃度に対し一定の寄与があり、都市域で PM_{2.5} の濃度レベルが相対的に高い要因になっていると考えられた。

謝 辞

河内グラウンドを調査場所として提供していただいた熊本市経済観光局スポーツ・イベント部スポーツ振興課に感謝申し上げます。

文 献

- 1) 久恒邦裕, 山神真紀子: 大気環境学会誌, 50(2), 107-116, (2015).
- 2) 国土交通省国土地理院: 地理院地図.
<https://maps.gsi.go.jp/#9/32.583849/130.850189/&base=blank&ls=blank&disp=1&vs=c0g1j0h0k0l0u0t0z0r0s0m0f2&d=m> (2022 年 8 月閲覧).
- 3) 豊永悟史, 出納由美子, 北岡宏道, 村岡俊彦: 大気環境学会誌, 52(5), 150-165, (2017).
- 4) 山本裕典, 豊永悟史, 出納由美子, 松崎達哉: 熊本県保健環境科学研究所報, 47, 56-62, (2017).

表 1 地域変動の寄与割合の推定結果

| 測定局名称 | 地域変動の寄与割合(%) | |
|-------|--------------|--------|
| | 【差分】 | 【回帰分析】 |
| 京町 | 27 | 26 |
| 水道町 | 39 | 34 |
| 中島 | 24 | 32 |

都市域 3 地点の地域変動の寄与割合は、差分法で 24~39%、回帰分析法で 26~34%であり、地点別の推定結果に手法による大きな相違はなかった。また、どちらの手法による結果でも地域変動の寄与が最も大きい地点は水道町であった。

以上の結果から、地域変動は、都市域の PM_{2.5} 濃度に対し一定の寄与があり、都市域で PM_{2.5} の濃度レベルが相対的に高い要因になっていると考えられた。

なお、NO_x 濃度と ΔPM_{2.5} を比較したところ、水道町の R² 値 (0.59) は他の都市域地点と比較して高かった (図 7)。このことから、地点によっては地域変動に燃焼由来の発生源が寄与している可能性が考えられた。

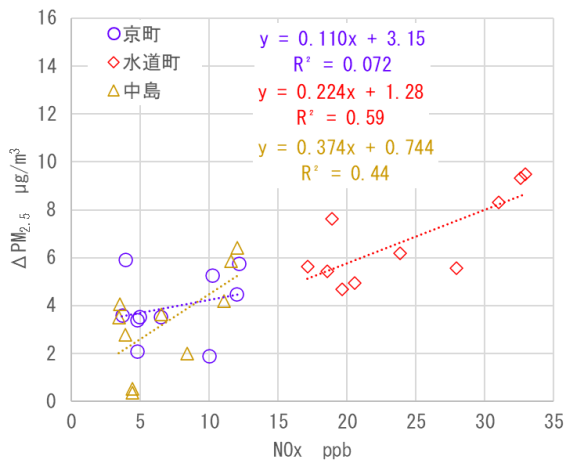


図 7 ΔPM_{2.5} と NO_x 濃度の相関