

地理的加重回帰モデルを用いた 生活系ごみの排出量の地域差に関する研究

—— 分別と有料化政策の効果 ——

福田 勝文

(中京大学国際学部国際学科 准教授)

吉田 友美¹

(福井工業大学環境情報学部経営情報学科 准教授)

吉井 理真

(大阪国際貿易株式会社 正社員)

概要

本研究の目的は地理的加重回帰 (Geographically Weighted Regression) を用いて、ごみ排出量に対する分別と有料化政策の効果についての地域差を明確化することである。結果として、分別が排出削減に対して高い効果を生んでいるのは、西日本ではなく東日本においてであることがわかった。これにより、西日本においては、現在よりなお一層、分別種類数を増やすことにより生活系ごみ排出量の削減効果が期待できる。しかしながら、有料化政策によっては、日本におけるほとんどの市町村において効果が得られていないことが明らかとなった。したがって、各地方自治体はごみ有料化の価格を引き上げることなど、政策をより一層強める必要があるといえる。

1. はじめに

多くの地方自治体において、ごみの分別や有料化政策が導入されている。一般にはごみの分別種類数を増やしたり、有料化を導入したりすると、ごみの排出量削減につながるとされている。

しかし、実際にどの程度削減効果があるのかについてや、地域ごとに効果の差異が存在するのかについては理論的にも実証的にも明らかにされてこなかったテーマである。

1 E-mail: yumi-yoshida@fukui-ut.ac.jp 責任著者。

そこで本稿では、分別・有料化政策の効果について地域差に着目し、地理的加重回帰 (Geographically Weighted Regression、以下では単に GWR と表記する) モデルを採用して。GWR モデルの利点は、各地域における生活系ごみ排出量と地域特性・有料化の有無など関係を得ることができることである。そのため、推定された結果から、どの地域においてごみの分別や有料化の効果が強いのかということを具体的な地名を指定して議論できる。

2. 推定モデル

通常一般的に用いられる推定手法は最小二乗法 (OLS) などである。最小二乗法を用いると、各変数 (課税対象所得、人口総数、昼間人口、核家族世帯割合、単身世帯割合、第2次産業従事者割合、第3次産業従事者割合) がごみの排出量にどのような影響を与えるのかを示すことができる。推定式は

$$y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

しかしながら、OLS は全ての地域のデータを使って、推定式は全ての地域に共通の係数 $\hat{\beta}$ を推定するため、地域的特性を考慮して推定することは難しい。

そこで、地域的特性を考慮して推定するために、本稿では地理的加重回帰モデル (GWR) モデルを用いる。GWR の特徴は、サンプルの地理的な情報 (緯度経度) を使用し、サンプル間の距離に基づいた重みづけをおこなうことである。これによって、異なる地点ごとにパラメーターを推計することが可能となり、地点 i ごとの係数 $\hat{\beta}_i$ が求められることができる。したがって、空間的異質性を考慮できる。また、その推定結果を用いて GIS 等と連携し、推計結果を視覚化することが可能である。

GWR の推定式は、

$$y_i = \beta_0(i) + \sum_{k=1}^p \beta_k(i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2.2)$$

で与えられる。上式において、推定されるパラメーター $\hat{\beta}_i$ は地点 i ごとに異なっている。推定量 $\hat{\beta}_i$ は、加重最小二乗法により推定され、以下のように求められる。

$$\hat{\beta}(i) = [\mathbf{X}^T \mathbf{W}(i) \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(i) \mathbf{Y} \quad (2.3)$$

ここで、 \mathbf{X} は独立変数行列であり、 \mathbf{Y} は従属変数行列、 $\mathbf{W}(i)$ は空間加重行列である。

これは、地点 i のパラメータを推計する際に用いられる。さらに、 $\mathbf{W}(i)$ は下記で表わされる。

$$\mathbf{W}(i) = \begin{bmatrix} w_1(i) & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & w_2(i) & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & w_N(i) \end{bmatrix} \quad (2.4)$$

空間荷重行列 $\mathbf{W}(i)$ はカーネル関数によって与えられる。本稿ではカーネル関数として Bisquer 型関数を用いる。さらに、Bisquer 型関数は次式で定義される。

$$w_j(i) = \begin{cases} [1 - (d_{ij}^2/\theta^2)]^2 & \text{if } d_{ij} < 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2.5)$$

ここで、 $w_j(i)$ は重みづけであり、 d_{ij} は地点 i と地点 j との距離であり、 θ はバンド幅である。加重行列 $\mathbf{W}(i)$ の各要素は地点 i から見て、地点 j が遠くなればなるほど小さくなる。 $w_j(i)$ の定義から分かるように Bisquer 型関数の形状は、バンド幅 θ に依存して決まり、したがって、推定される $\hat{\beta}_i$ も θ に依存する。そのため、バンド幅を決めることにより各地点での残差を計算できるので、全ての地点での推定残差二乗和を最小にするようなバンド幅を選択する。バンド幅の決定方法は次式であらわされる。

$$\min_{\theta} \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{y}_i(\theta)]^2 \quad (2.6)$$

ただし、 $\hat{y}_i(\theta)$ は地点 i のデータを使用せずに地点 i 以外の全地域のデータを用いて推定された係数を用いた予測された値である。

3. データ

推定に用いるのは、1673 の市町村の単年度データである。ただし、データの特異性により東京 23 区のデータは、推定に用いるデータから除外する。データの出所は、総務省統計局の『統計でみる市区町村のすがた』と環境省の『一般廃棄物処理実態調査』である。総務省統計局の『統計でみる市区町村のすがた』から、推定に用いたデータは、課税対象所得 (2017)、人口総数 (2017)、昼間人口 (2017)、核家族世帯割合 (2017)、単身世帯割合 (2017)、第 2 次産業従事者割合 (2017)、第 3 次産業従事者割合 (2017) である²。一方、環境省の『一般廃棄物処理実態調査』からは、生活系ごみ排出量 (2017)、ごみ分別種類数 (2015)、生活系可燃ごみ有料ダミー (2015)、生活系不燃

ごみ有料ダミー（2015）、生活系粗大ごみ有料ダミー（2015）を用いた³。

推定モデルにおける従属変数は、生活系ごみ排出量を各市町村総人口で割った「一人当たり生活系ごみ排出量（単位はトン）」である。独立変数については、次の表1に示すとおりである。

表1 独立変数の定義と内容

変数名	変数内容
一人当たり課税対象所得	課税対象所得 / 総人口、単位は100万円、対数値
人口総数	単位は人、対数値
昼間人口	単位は人、対数値
ごみ分別種類数	単位は数、対数値
核家族世帯割合	核家族世帯数 / 全世帯数
単独世帯割合	単独世帯数 / 全世帯数
第2次産業従事者割合	第2次産業従事者数 / 第1次産業従事者数 + 第2次産業従事者数 + 第3次産業従事者数
第3次産業従事者割合	第3次産業従事者数 / 第1次産業従事者数 + 第2次産業従事者数 + 第3次産業従事者数
生活系可燃ごみ有料化	有料ならば1、そうでないならば0を取るダミー変数
生活系不燃ごみ有料化	有料ならば1、そうでないならば0を取るダミー変数
生活系粗大ごみ有料化	有料ならば1、そうでないならば0を取るダミー変数

4. OLSの推定結果

まず、地域的特性を考慮していないOLSの推定結果について述べる。推定結果は次の表2に示すとおりである。

10%有意水準を満たしている係数は、「対数一人あたり課税対象所得」、「対数人口総数」、「対数昼間人口」、「対数ゴミ分別種類数」、「単独世帯割合」、および「第2次産業従事者割合」である。

表2より、どのような変数のごみの排出量に影響を与えているのに関して5つの主要結果が以下のように示した。表2において、係数が正（負）である場合、当該変数

2 括弧内の数字は使用したデータの年度を表している。

3 括弧内の数字は使用したデータの年度を表している。

(「対数一人あたり課税対象所得」、「対数人口総数」、「対数昼間人口」、「対数ゴミ分別種類数」、「単独世帯割合」、および「第2次産業従事者割合」)が増加すると、ごみの排出量も増加(減少)する。表2見方によると、(1)対数一人あたり課税対象所得の係数の符号は正であるので、課税対象所得が増加すると、ごみの排出量も増加する。(2)対数人口総数の係数の符号は負であるので、人口総数が増加すると、ごみの排出量は減少する。(3)対数昼間人口の係数の符号は正であるので、昼間人口が増加すると、ごみの排出量は増加する。(4)単独世帯割合の係数の符号は負であるので、単独世帯が増加するとごみの排出量は減少する。(5)対数ゴミ分別種類数の係数の符号は負であるので、分別種類数が増えるとごみの排出量は減少する。したがって、もし自治体および環境省がごみの排出量を減らすための政策を推進するのであれば、ごみの分別種類数を増やす政策は有効であるといえる。第2次産業従事者割合の係数の符号は負であるので、第2次産業従事者の割合が増加すると、ごみの排出量は減少する。

一方で、可燃ごみ有料化ダミー、不燃ごみ有料化ダミー、および粗大ごみ有料化ダミーといった有料化に関する政策変数は10%有意水準を満たしていない。有料化を行うとごみの排出量は減少する傾向にあると一般的には考えられているが、本推計結果はそのような結果となっていない。このことから、一概に有料化政策がごみの排出量を減少させる効果を持っているとはいえないことを示唆している。

以上のことより、(1)ごみの分別種類数を増やす政策はごみの排出量を減らすのに有効な政策である。(2)ごみの有料化政策は必ずしもごみの排出量をへらさないという2つの結果をOLSで示した。

次の節では、GWRを用いてどの市町村において各変数がごみの排出の増加(および減少)に寄与するかについて詳しく議論する。そのために、5.1はバンド幅を決定し、推定結果を説明する。5.2はごみ分別種類数の増加がごみ排出量に当たる影響を地域別に推定する。5.3は各種別ごみ(生活系可燃ごみ・不燃ごみ・粗大ごみの有料)の有料化がごみ排出量に与える影響を地域別に推定する。5.4は(1)課税対象所得とごみの排出量、(2)人口と生活系ごみ排出量の関係、(3)世帯割合の増加と生活系ごみ排出量の関係、(4)第二次産業従事者割合と第三次産業従事者割合の増加と生活系ごみ排出量の関係を示した。

山川・植田・寺島(2002)は一人一日あたりのごみの総量にごみの有料化が与える効果を推定した。ごみの有料化はごみの削減に10年間影響を与えることを示したが、全国を対象としているので地域の違いなどは考慮されていない。Usui and Takeuchi(2014)は1996年から2002年のデータを用いて、従量制の導入は長期的な削減効果があるかどうかを推定した。政策が実施されてからの年数が経つにつれて、総排出量や未分別のごみに関して、「有料化の削減効果が減少する(リバウンド)効果」の存在を示したのに対して、リサイクル可能なごみに関してはリバウンド効果が存在しないことを示した。都築・横尾・鈴木(2018)は平成の大合併以後(2013年)の市町村に合わせた1998年から2013年のパネルデータを新たに作成し、ごみの有料化が一人当たり生活系ごみ排

出量に与える影響を推定した。単純従量制・超過従量制の導入がごみ排出量を長期的に削減させることを示した。野村・日引（2020）は2007年以降の関東1都6県の市町村パネルデータを用いて、空間的自己相関を考慮したモデルを新たに構築した。同モデルを用いて、可燃ごみ袋有料化・価格の増大が可燃・不燃（資源）ごみの削減（増大）を示した。さらに、それまでに用いられていたダミー変数を用いた分析は削減効果の推定結果が大きくなることを示した。

表2 OLSの推定結果

変数	Estimate	Std. Error	t value
定数項	-60.28	13.44	-4.49 ***
対数一人あたり課税対象所得	41.08	3.54	11.60 ***
対数人口総数	-77.92	5.54	-14.07 ***
対数昼間人口	70.66	5.65	12.52 ***
核家族世帯割合	-2.29	1.93	-1.19 .
単独世帯割合	-11.48	6.80	-1.69 .
対数ごみ分別種類数	-33.68	5.49	-6.14 ***
第2次産業従事者割合	-27.46	11.75	-2.34 *
第3次産業従事者割合	-8.50	11.74	-0.72
可燃ゴミ有料化ダミー	1.58	1.10	1.44
不燃ゴミ有料化ダミー	-0.40	0.93	-0.43
粗大ゴミ有料化ダミー	0.52	0.84	0.62

注) Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 13.74 on 1661 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.3079, Adjusted R-squared: 0.3033
 F-statistic: 67.18 on 11 and 1661 DF、p-value: < 2.2e-16

5. GWRの推定結果と解釈

5.1 バンド幅とGWRの推定結果

本稿では、バンド幅の推計において、すべての地点での推定残差二乗和を最小にするようなバンド幅を選択する方法を用いた。バンド幅の直感的意味は、どの地点*i*からどこまでのデータを用いて地点*i*の係数を推定するかを定める距離であり、言い換えると推定にどのデータを用いるかどうかの境界までの長さである。推計の結果、バンド幅の

長さは、902.91 キロメートルとなった。このバンド幅を用いた GWR の推定結果を表 4 にまとめる。

表 4 GWR の推定結果の要約

変 数	Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.	Global
定数項	-107.535	-48.8802	-4.20647	22.05495	28.83705	-60.275
対数一人あたり課税対象所得	-2.40145	4.35684	13.60021	40.19127	77.80339	41.0784
対数人口総数	-120.927	-75.6807	-16.4069	14.40259	17.7668	-77.9222
対数昼間人口	-24.1095	-20.8282	14.07476	68.36658	115.2437	70.6627
核家族世帯割合	-5.45974	-3.66576	-1.79443	-0.80305	4.61066	-2.2932
単独世帯割合	-18.4972	-16.2174	-13.0066	-6.72748	6.33777	-11.4844
対数ごみ分別種類数	-48.6953	-37.8637	-2.2813	14.28967	20.85808	-33.6766
第 2 次産業従事者割合	-163.383	-30.1628	-9.53158	-4.69642	-2.87915	-27.4563
第 3 次産業従事者割合	-159.264	-29.985	-0.0226	5.05701	12.74735	-8.5025
可燃ゴミ有料化ダミー	-6.87306	-0.17612	1.20311	1.35249	11.42851	1.5817
不燃ゴミ有料化ダミー	-8.8764	-1.14939	-0.30811	-0.1657	0.9463	-0.3996
粗大ゴミ有料化ダミー	-1.31027	1.07708	1.40633	1.58289	3.04417	0.5157

5.2 ゴミ分別種類数の増加効果

図 1 は、一人当たり生活系ごみ排出量と各市町村におけるごみ分別種類数の増加の関係を示している。地図に塗られた色が濃い市町村においては、分別種類数が増えた場合に一人当たり生活系ごみ排出量の減少分が小さい。逆に、色が薄い市町村においては、分別種類数が増えると、生活系ごみ排出量は大きく減少する。図 1 から、主に関東地方において、分別種類数が増えても、生活系ごみ排出量の減少効果が大きくないことがわかる。一方、主に関西地方から西では、分別種類数が増えると生活系ごみ排出量の減少幅が大きい。これは、関東圏を中心とした都市圏においては、ごみの分別制度が十分浸透しており、追加的な分別数の増加が行われたとしても、都市部の住民は分別をそれほど面倒に思わないのかもしれない。つまり、追加的な分別種類数の増加は、住民に対して追加的な機会費用を課していないと解釈できる。しかしながら、関西から西の地方、つまり主に地方都市においては、ごみの分別制度は有効に機能している。したがって、非都市部の自治体においては積極的にごみの分別制度を推進すべきであると言える。

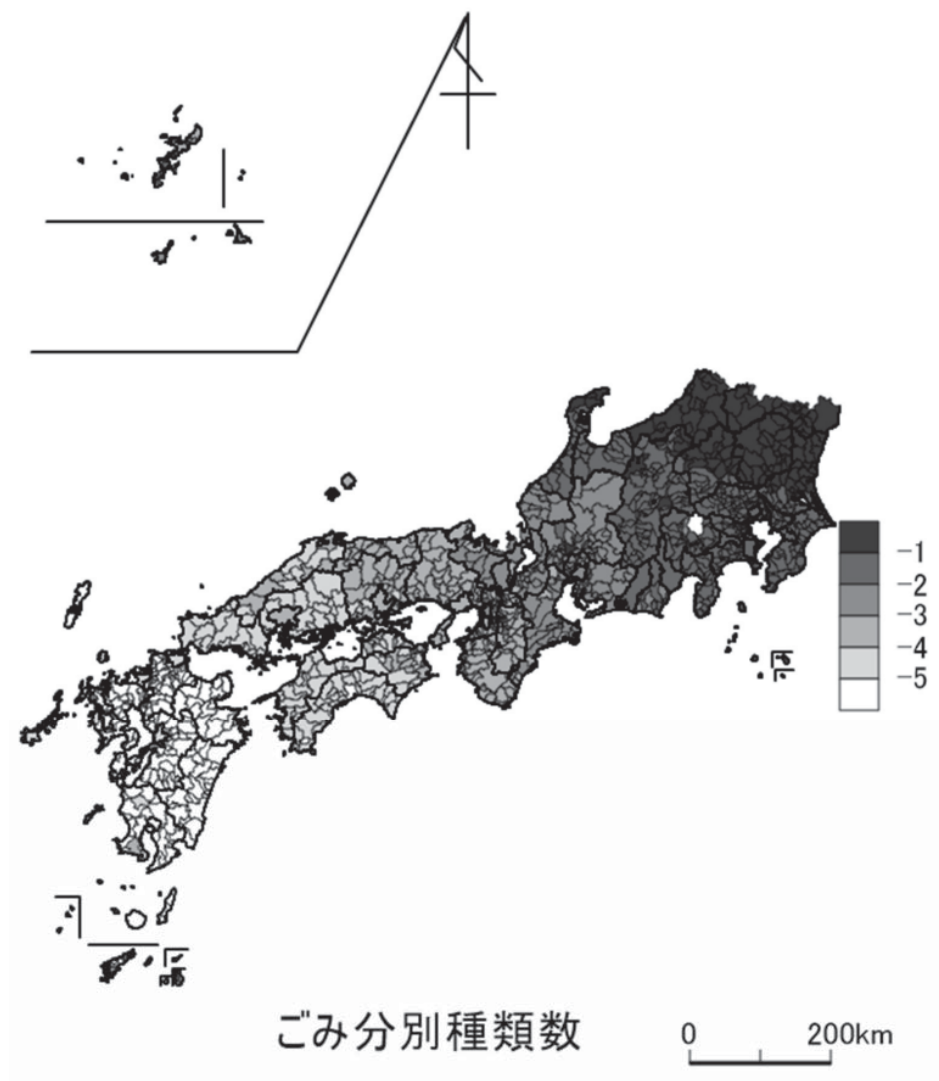


図1 各市町村とごみ分別種類数増加の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

5.3 ごみの有料化の効果

図2・図3・図4は生活系可燃ごみ・不燃ごみ・粗大ごみの有料化がどの市町村に有効に機能するのかを示している。上記の分別種類数と同様に、空白の市町村は統計的に10%有意水準を満たさないことを示している。通常、有料化を実施すると、生活系ごみ

排出量は減少すると想定されるが、本図を見ると、有料化がごみの排出量削減に寄与する地域は非常に少ない。

特に、生活系可燃ごみについては、北海道・東北地方において、濃い色で塗られているので（係数の符号が正で大きな値であることを意味する）有料化すると生活系可燃ごみは増加する。これは、有料であればごみを排出するという対価を支払っているので、ごみ排出をいくらしても構わないという、ごみ排出という行為に対する罪悪感が拭われている状況を意味しているのかもしれない。次に、関東から近畿、及び中国四国地方においては、係数の符号が有意ではないので、生活系可燃ごみを有料化しても、効果が定かではないことを意味している。これは、有料化政策が導入されてから数十年という年月が経っており、関東・関西圏を中心とした都市圏では有料化に慣れてしまっており、十分なごみ削減効果を期待できないことを意味している。より有料化の効果を強めたいならば、都市部の地方自治体は、有料化の価格を引き上げるべきであると言える。最後に、逆に九州地方では、マップに塗られている色が薄いので、有料化を実施すると、生活系可燃ごみの排出量は減少する結果となっており、有料化政策は機能している。したがって、九州地方の地方自治体は現状の有料化政策を推進していくことに問題はないと考えられる。

次に、生活系不燃ごみについて考える。生活系不燃ごみについても可燃ごみと同様、係数の t 値が10%有意水準を満たす市町村が極端に少ない。つまり、生活系不燃ごみを有料化したとしても、排出削減効果を期待できないかもしれない。これらの市町村においては、有料化の価格を引き上げるなどの政策が有効に働く可能性がある。一方で、北海道地方では、係数の符号が負であるので、有料化すると生活系不燃ごみは減少する。これは可燃ごみと反対の現象であり解釈しがたいが、北海道地方においては不燃ごみについては有料化が有効に機能していることを示している。

最後に、生活系粗大ごみについては、上記の生活系可燃ごみや生活系不燃ごみと様相が異なる。九州地方において色が濃く塗られており、東海地方の一部においては色が白く塗られている。これは九州地方において、有料化によって生活系粗大ごみが増加し、東海地方においては減少することを示している。したがって、九州地方においては有料化の価格を現在より引き上げることによって、排出の減少が見込まれると考えられる。東海地方においては、現状のままの有料化政策を継続することに問題はないと考えられる。

重複を避けて述べるが上述のとおり、有料化政策によってどの種類のごみにおいても排出削減に寄与する市町村が少ない。これは多くの市町村において有料化が有効に機能していないことを示しており、政策の効果が疑問視される状況である。したがって、多くの市町村では有料化の価格の引き上げなどの見直しを検討する必要があるといえる。

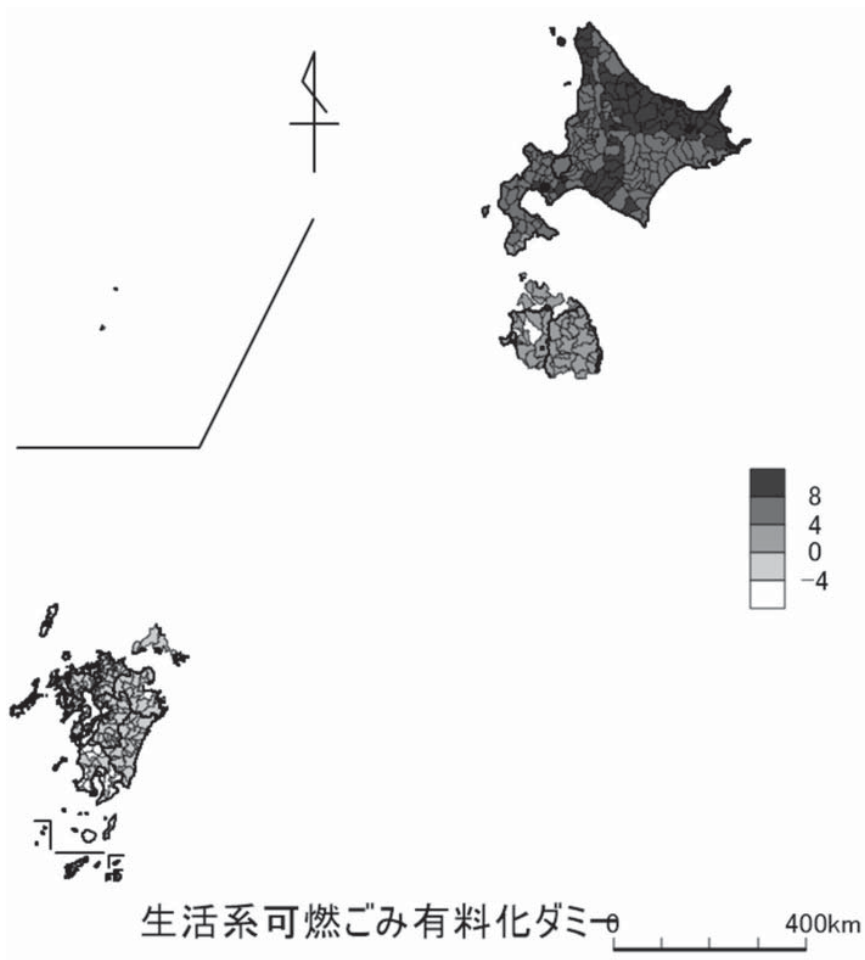


図2 各市町村と生活系可燃ごみ有料化の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

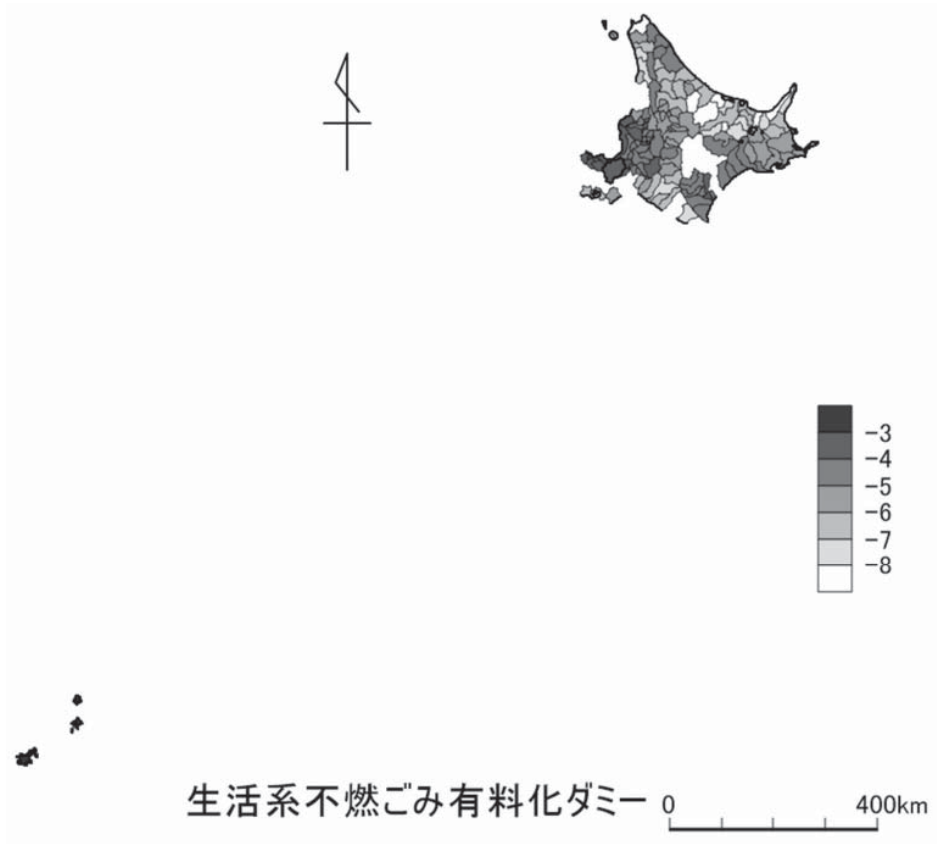


図3 各市町村と生活系不燃ごみ有料化の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

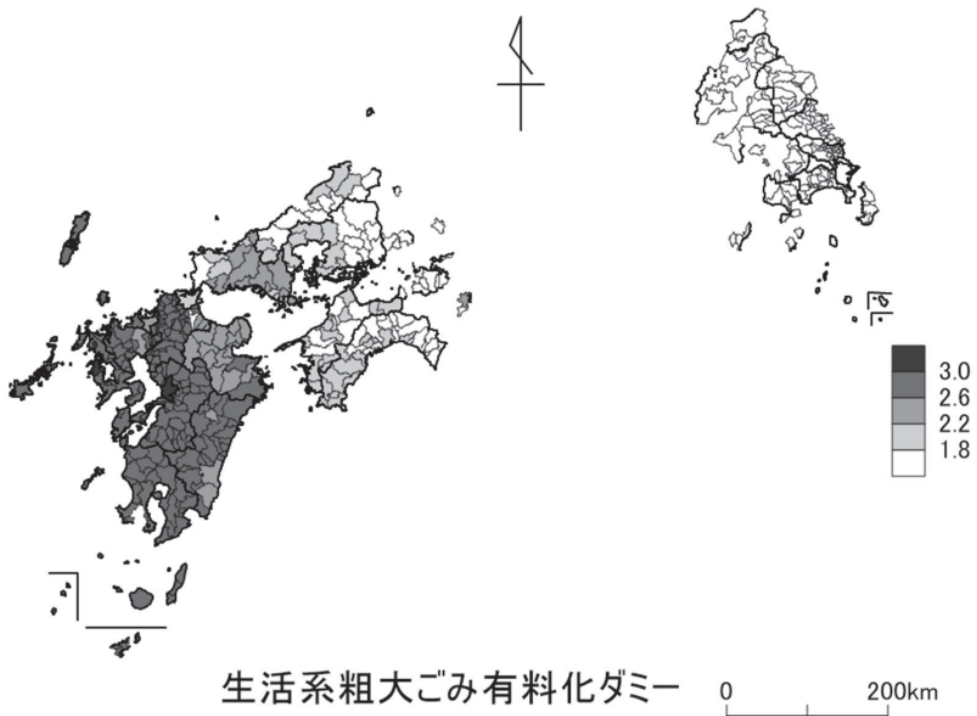


図4 各市町村と生活系粗大ごみ有料化の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

5.4 その他の推定結果

課税対象所得とごみの排出量の関係については、次の図5に示す通りである。九州地方を中心とした西日本において、色が濃くなっている。これは九州地方において、課税対象所得が増加すると、生活系ごみ排出量が増加することを示している。逆に、近畿地方から東においては色が薄くなっているため、課税対象所得が増加しても生活系ごみ排出量はそれほど増加しないことを示している。通常は課税対象所得が増加すると生活系ごみ排出量も増加することが妥当であると考えられるが、推定結果からはそうでない地域もあり、地域差があり一概に言えないことがわかる。

人口と生活系ごみ排出量の関係は、図6・図7に示す通りである。人口総数については、東日本において、色が濃くなっているため、これらの地域において人口総数の増加が生活系ごみ排出量の増加に寄与する傾向にあることがわかる。一方で、西日本では人口総数が増えても生活系ごみ排出量はそれほど増加しない。しかし昼間人口については

人口総数とは逆の結果となっており解釈しがたい。東日本において昼間人口が増加しても生活系ごみ排出量は増加しないが、西日本においては昼間人口の増加が生活系ごみ排出量の増加に寄与することがわかる。

図8・図9は世帯割合の増加と生活系ごみ排出量の関係について示している。図8では核家族世帯割合が増えると生活系ごみ排出量は減少することを示しており、これは通常考えられるような傾向と逆の結果となっている。一方、図9では単独世帯割合と生活系ごみ排出量の関係を示している。東日本において色が濃くなっており、係数が大きいので、東日本において単独世帯割合が増えると、生活系ごみ排出量が増加することを示している。

図10・図11は第2次産業従事者割合と第3次産業従事者割合の増加と生活系ごみ排出量の関係を示している。図からわかるように、ほとんどの地域で係数の t 値が10%有意水準を満たさないことがわかる。したがって、第2次産業従事者割合や第3次産業従事者割合のような製造業やサービス業従事者の増加が生活系ごみ排出量の増加に対しては寄与しないことが言える。

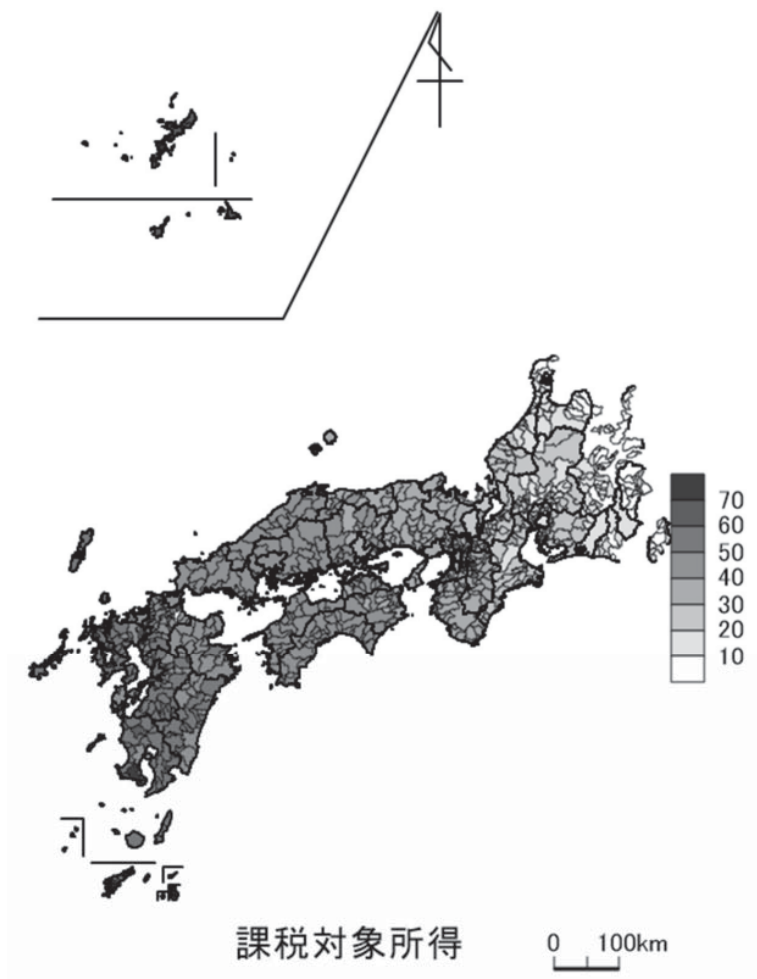


図5 各市町村の課税対象所得と生活系ごみ排出量の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

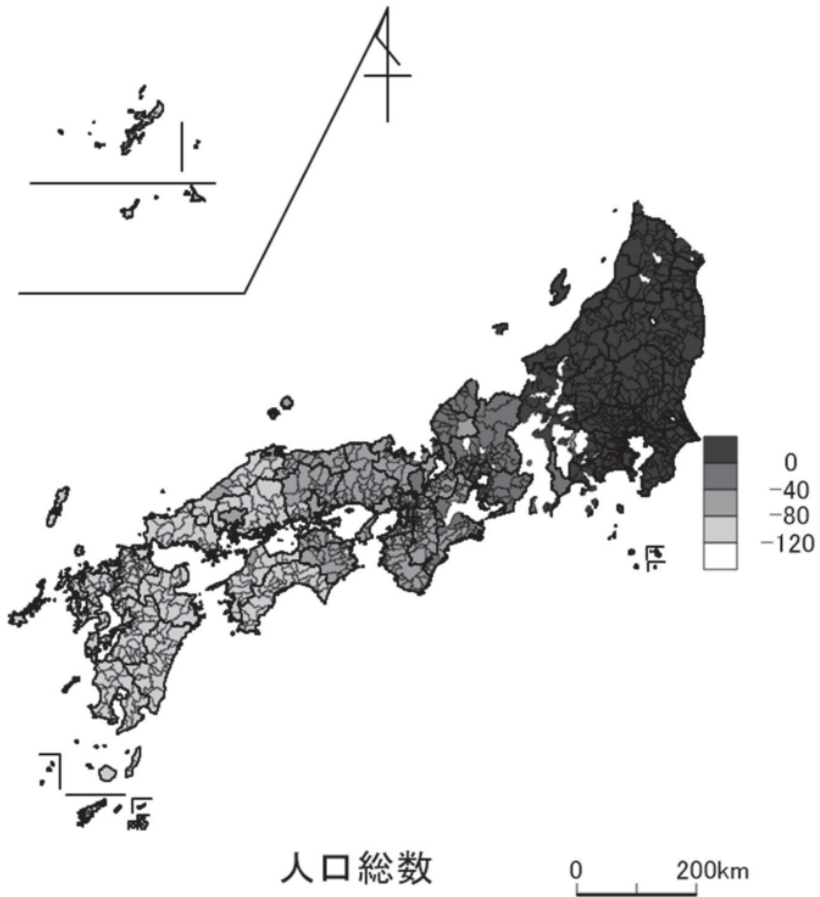


図6 各市町村の人口総数と生活系ごみ排出量の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

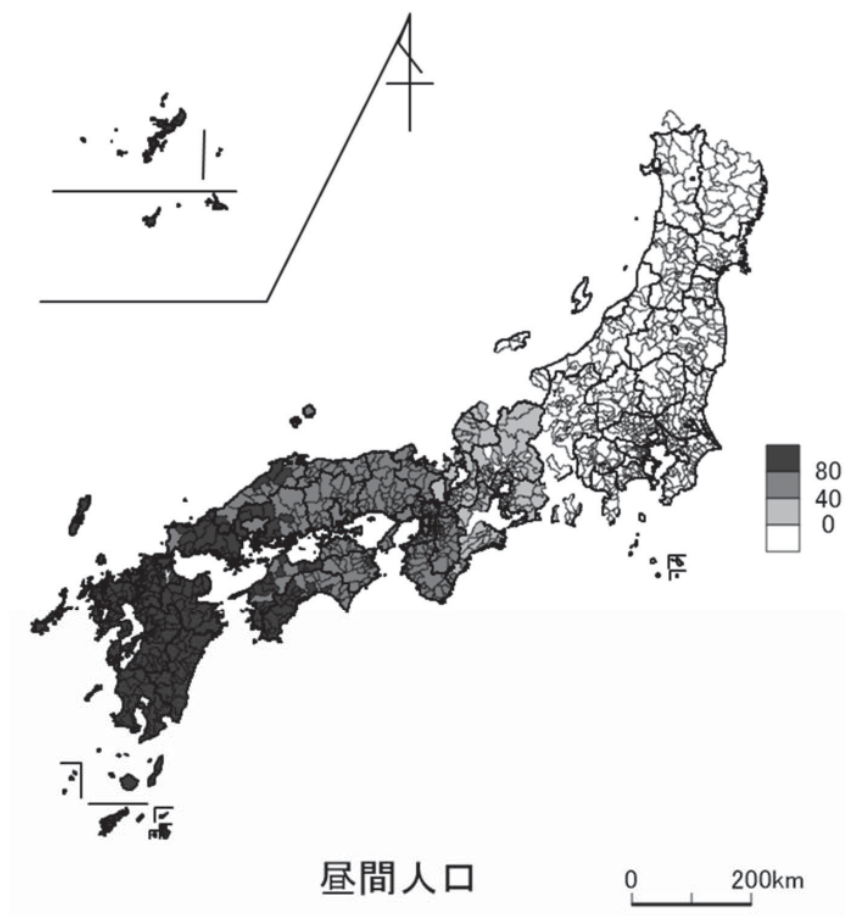


図7 各市町村の人口総数と生活系ごみ排出量

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

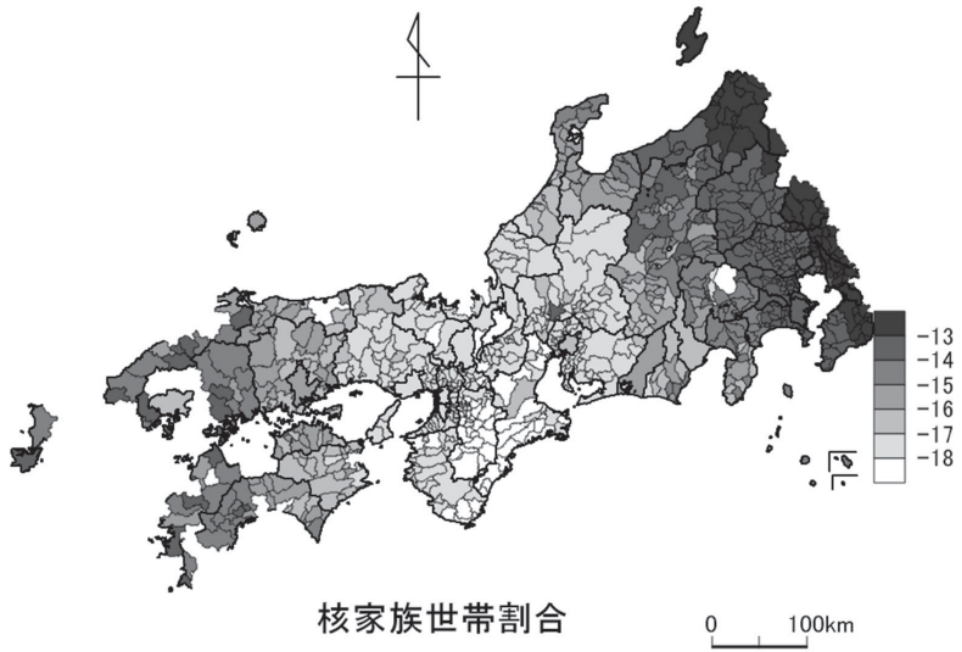


図8 各市町村の核家族世帯割合と生活系ごみ排出量の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数のt値が有意水準を満たさないことを示す。

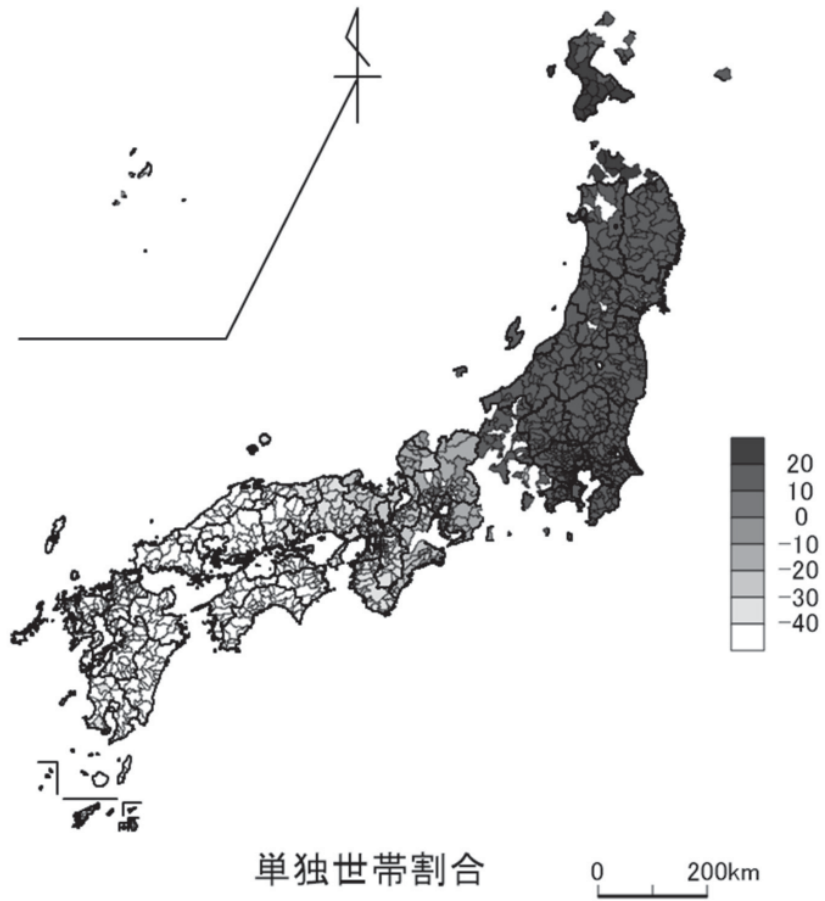


図9 各市町村の単独世帯割合と生活系ごみ排出量関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

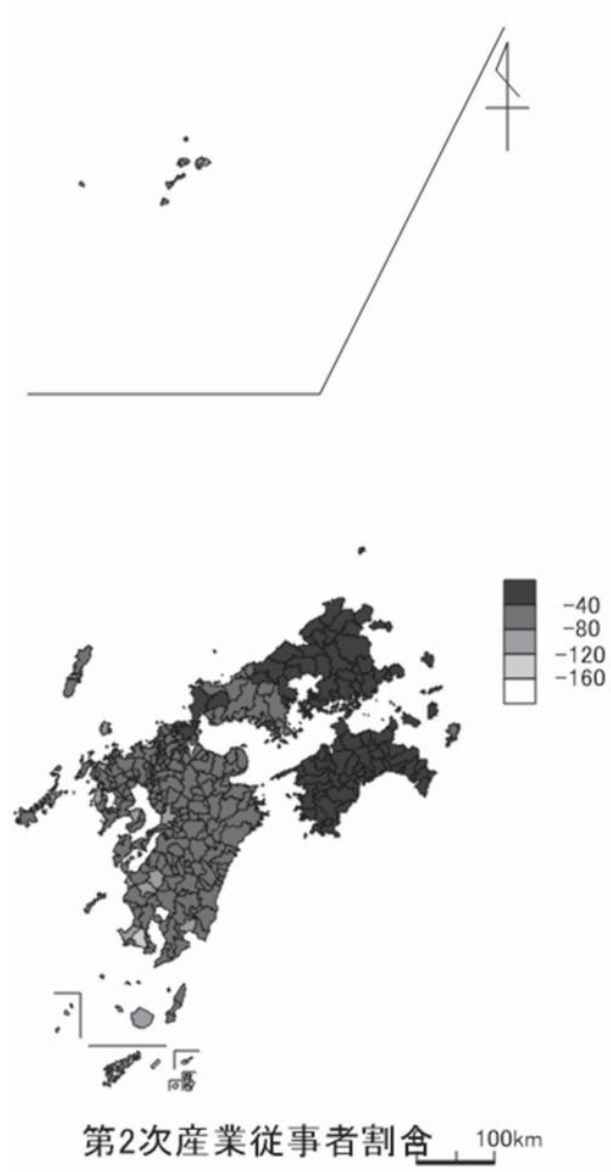


図10 各市町村の第2次産業従事者割合と生活系ごみ排出量の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

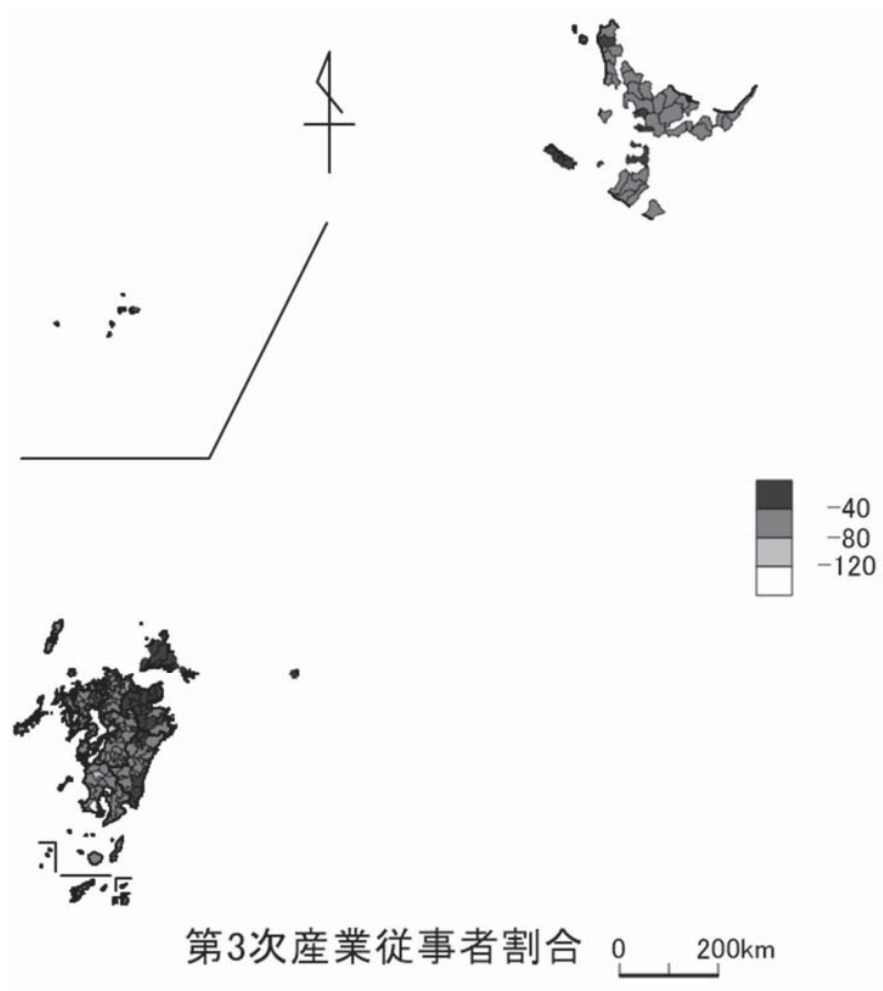


図 11 各市町村の第 3 次産業従事者割合と生活系ごみ排出量の関係

注) 図の色は各市町村におけるごみ分別種類数の係数の値を示している。色が濃いほど係数の値は大きい。また、空白の地域は係数の t 値が有意水準を満たさないことを示す。

6. 結論

本研究は GWR を用いて、ごみの分別と有料化政策が生み出す効果の地域差について議論した。本研究で得られた 2 つの結果は次のとおりである。第一に、分別政策は主に東日本において効果を生み出していることがわかった。第二に、有料化政策は多くの日本の市町村におけるごみ排出削減に対して有効に効いていないことが明らかとなった。このことから、各地方自治体は、有料化政策を見直す必要があると言える。具体的な見直しとして、ごみ有料化の価格を引き上げることなどが考えられる。その価格を引

き上げることにより、1単位あたりの生活系ごみの価格が上昇し、個人にとってのごみ排出費用は上昇する。よって、価格上昇以前より、個人はごみを排出することを躊躇することになり、有料化政策が機能しやすくなると考えられる。

本稿での課題としては、分別と有料化に関する説明変数以外の説明変数を修正・追加することが考えられる。説明変数が変わると、特に有料化に関する推定結果について本稿と異なった解釈が可能になるかもしれない。

参考文献

1. Brunson C, Fotheringham A S, Charlton M, (1996), Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity, *Geographical Analysis* 28, 281-298.
2. Brunson C, Fotheringham A S, and Charlton M, (1999), Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression, *Journal of Regional Science* 39, 497-524.
3. Jenkins R R, (1993), *The Economics of Solid Waste Reduction: The Impact of User Fees*, Edward Press, Brookfield, VT.
4. Folmer, Henk, and Thomas H. Tietenberg, eds. (2005), *The international yearbook of environmental and resource economics 2005/2006: A survey of current issues*. Cheltenham, Edward Elgar Publishing.
5. Leung Y, Mei C L, Zhang W X, (2000), Statistical tests for spatial nonstationarity based on the geographically weighted regression model, *Environment and Planning A* 32, 9-32.
6. Usui, Takehiro, and Kenji Takeuchi (2014), Evaluating unit-based pricing of residential solid waste: a panel data analysis, *Environmental and Resource Economics*, 58, 245-271.
7. Wertz K L, (1976), Economic factors influencing household production of refuse, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2, 263-272.
8. 碓井健寛 (2003) 「有料化によるごみの発生抑制効果とリサイクル促進効果」、*会計検査研究* 27、pp.245-pp.261.
9. 環境省、一般廃棄物処理実態調査、平成 27 年度調査結果
(https://www.env.go.jp/recycle/waste_tech/ippan/h27/index.html、2021 年 6 月 1 日閲覧)
10. 総務省統計局、統計でみる市区町村のすがた、2017 年のデータ
(<https://www.e-stat.go.jp/regional-statistics/ssdsview>、2021 年 6 月 1 日閲覧)
11. 笹尾俊明 (2000) 「廃棄物処理有料化と分別回収の地域的影響を考慮した廃棄物減量効果に関する分析」、*廃棄物学会論文誌* 11 (1)、1-10。
12. 高瀬浩二 (2005) 「ごみ排出行動と処理料金の計量分析」『*静岡大学経済研究*』10 (2)、pp.73-87。
13. 都築研哉・横尾英史・鈴木綾 (2018) 「有料化によるごみ排出量の抑制効果——「平成の大合併」の影響——」『*廃棄物資源循環学会論文誌*』、29、pp.20-30。
14. 野村魁 日引聡 (2020) 「従量制によるごみ排出有料化の排出削減効果に関する実証研究」*Data Science and Service Research Discussion Paper No.J-8*.
15. 山川肇・植田和弘 (2001) 「ごみ有料化研究の成果と課題：文献レビュー」『*廃棄物学会誌*』12 (4)、pp.245-258。
16. 山川肇・植田和弘・寺川泰 (2002) 「有料化によるごみ減量効果の持続性」『*土木学会論文集*』

国際学部紀要 第2号

VII -24、pp.45-58。