

小地域単位によるごみ排出量の空間回帰分析

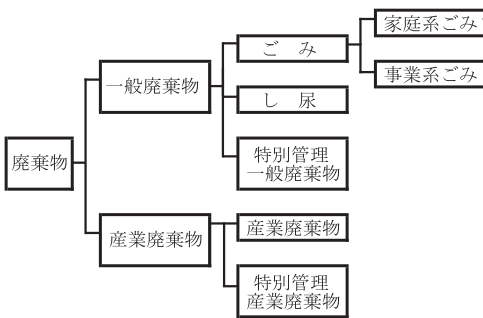
— 京都府宇治市における事例分析 —

青 木 和 人 *

I. はじめに

今日、地方自治体におけるごみ問題は、さまざまな行政課題の中で、早急な解決を求められている。日本では 1989 年度以降、毎年約 5,000 万トンを超えるごみが排出されている。排出量は 2003 年度で総排出量 5,161 万トンであり、国民 1 人 1 日当たり 1,106 g のごみを排出していることになる¹⁾。これに対して、市町村は多くの人員と予算を用いてごみの処理を行っている²⁾。

ごみは廃棄物全体の中で第 1 図のように位置づけられる。廃棄物は大きく一般廃棄物と産業廃棄物に分けられ、一般廃棄物のうち、



第 1 図 廃棄物の区分

出典：環境省ホームページ「廃棄物の区分」

URL: http://www.env.go.jp/recycle/kosei_press/h000404a/c000404a/c000404a-2.html

2007 年 6 月 23 日検索を参考に著者が作成

し尿、特別管理一般廃棄物以外のものがごみであると定義される³⁾。ごみはさらに家庭の日常生活から発生する家庭系ごみと事業活動から発生する事業系ごみとに分けられる。家庭系ごみはさらに市町村のさまざまな分別回収方法により、可燃ごみ、不燃ごみ、資源ごみ等に分けられる。

2003 年度に市町村が行ったごみ処理の内訳は、直接焼却 78.1%、直接最終処分 3.6% であり、資源化されたものは 18.3% にとどまっている。このことから、現在の日本におけるごみの量的増加は、再資源化されないごみ排出量の増加をまねくことを意味する。しかし、市町村の直接最終処分や焼却灰等埋め立てのための最終処分場の残余年数は、2003 年度末時点でわずか 13.2 年しかない⁴⁾。また、焼却処理回数の増加は、二酸化炭素排出による地球温暖化やダイオキシン発生などによる環境への悪影響を引き起こす。これらの理由から、市町村にはごみの発生を抑制するための政策が求められている。そのためには、行政区域内のごみ排出量の量的実態に対して、ごみの発生構造を把握することが必要である。

これまでごみ問題は、その基点にごみの量的実態があることから、ごみの発生・排出局面に注目したごみ排出量の定量的な分析が、主に環境工学の分野でなされてきた。ごみ排

* 宇治市役所政策室

第1表 廃棄物排出量の定量分析をした既往の研究

	対象地域	対象年	分析対象	要因	分析手法	廃棄物増加要因	廃棄物減要因
落合 (1997)	全国 635市	1990	1人当たり 家庭ごみ	地域的・社会的 要因、制度的要 因	回帰分析	昼夜人口比、第 3次産業就業者 率	世帯人員、ごみ 有料化の有無
笹尾 (2000)	全国 587市	1993	1人1日当たり 家庭ごみ	地域的・社会的 要因、制度的要 因	回帰分析	平均所得	世帯人員、ごみ 分別数、ごみ有 料化の有無
小泉ほか (2001)	東京都 23区	1997	世帯当たり 家庭ごみ	地域的・社会的 要因、意識的要 因	数量化 I類分析		世帯人員、男女 構成(男性)、職 業(学生・専業 主婦)
波江 (2004)	福井県内 35市町村	2000	1人当たり 家庭ごみ	地域的・社会的 要因、制度的要 因	回帰分析	卸売・小売業・飲 食店事業所率、 ごみ分別区分数	1人あたり住宅 延べ面積

出量を規定する要因は大きく3つに分けられる⁵⁾。1つ目はごみ処理有料化政策や分別の種類などのリサイクル促進政策、ごみ収集頻度などの制度的要因、2つ目は排出者のごみに対する意識や地域への帰属意識などの意識的要因、3つ目は地域の世帯規模、住宅形態、産業構造などの地域的・社会的要因である(第1表)。

制度的要因について、落合⁶⁾は、ごみ処理有料化によるごみ減量効果を確認している。また、笹尾⁷⁾も、ごみ処理有料化と多分別収集がごみ排出量を減少させることを明らかにしている。意識的要因については、小泉ほか⁸⁾が、食品の処分を賞味期限後に行う世帯でごみ排出量が減少することを指摘している。また、地域的・社会的要因として所得、世帯規模、人口密度の要因が指摘されている⁹⁾。さらに、事業活動により生じるごみは事業者の責任で処理しなければならないが¹⁰⁾、家庭系ごみへ事業系ごみが混入して排出される問題が指摘されている¹¹⁾。

ごみ排出量の増加に起因するさまざまな問題を解決するための最善策は、ごみの発生抑

制である¹²⁾。しかし、市町村のごみ減量政策を推進するうえで、これまでのごみ排出量の定量的な分析結果を活用するためには、2つの問題点がある。

第一に、既往研究は東京23区や福井県内35市町村などの市区町村単位で、その要因が論じられていたことである。これは分析に利用しているごみ排出量の最小単位が、市町村単位であったためであると考えられる。しかし、市町村が自らの行政地域のごみ減量政策を検討するためには、市町村内のどの地域でごみ排出量が多いのかを把握して、その発生要因を分析する必要がある。そのためには町丁・字等などの小地域単位での議論が求められている。

第二は、既往研究におけるごみ排出量の定量的な要因分析では、空間的自己相関問題への視点が欠如していたことである。通常回帰モデルにおける誤差は空間的に独立であることを前提にしている。しかし、現実空間における地理的事象についてはこれが満たされないことが多い。特に回帰分析の誤差に正の空間的自己相関がある場合、パラメータ

の有意性は過大評価されてしまう¹³⁾。このため、既往研究においてごみの回帰分析から、その発生構造を考察した事例については、必要以上に多くの要因をとりあげている可能性がある。

特に町丁・字等の小地域を分析対象とする場合、隣接する小地域間に密接な関係があるため、空間的自己相関の問題が生じやすいと考えられる。このことは各市町村内のより細かな地域差を扱う地方自治体にとって非常に重要な問題である。地理学においては、空間的自己相関問題を解消するため、空間的従属性を伴って現象が生起している状況を近傍共変動成分としてモデル化した空間回帰分析手法が提案されている。しかし、各市町村内の小地域におけるごみ排出量の空間回帰分析から、ごみ発生構造を考察した事例はいまだみられない。

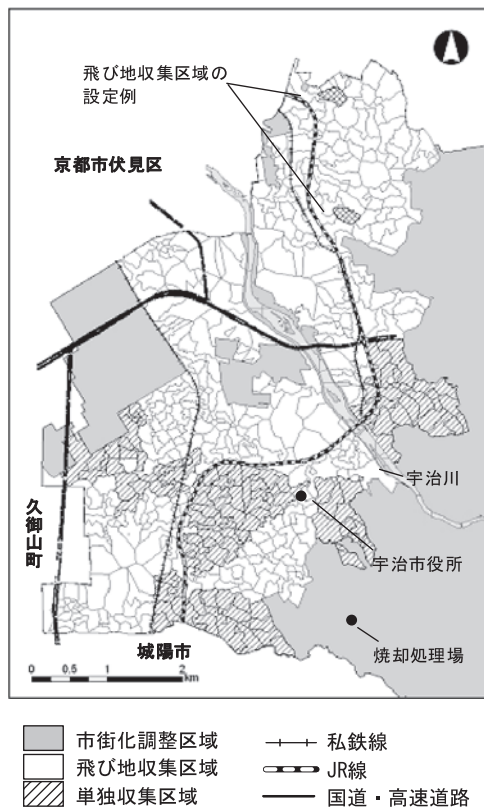
そこで本研究では、各市町村のごみ減量課題解決のために、京都府宇治市の小地域単位のごみ排出量を対象とする重回帰分析を実施し、その残差から空間的自己相関の有無を検証する。さらに空間回帰分析を実施し、小地域単位の可燃ごみ排出量がどのような要因で規定されているのかを明らかにしたい。

以下、II章では研究に使用する資料について解説し、III章では小地域単位でのごみ排出量に影響を及ぼす地域的・社会的要因を空間回帰分析から明らかにする。最後にIV章で本稿のまとめを行うとともに、今後の課題を整理する。

II. 研究に使用する資料

1. 研究対象地域

本研究の対象地域は、小地域単位のごみ排出量データが入手可能であった京都府宇治市の市街化区域 (22.12 km²) とした。宇治市は京都府南東部に位置し、宇治川を挟んだ東西に市域面積 67.55 km² を有している。宇治市は京都や大阪の衛星都市として、1960年代から人口が急増し、2000年の国勢調査では、人口 189,112 人、世帯数 66,373 世帯を有している。宇治市市街化区域は、北は京都市伏見区、南は城陽市に隣接している。また、東は宇治市市街化調整区域である山間地域であ



第2図 宇治市ごみ収集地域概観図

る、西は市街化調整区域である旧巨椋池干拓田と久御山町に接している（第2図）。

2. 小地域の可燃ごみ排出量

宇治市では2006年7月現在、家庭系ごみの収集有料化制度は実施されておらず、家庭系ごみの分別区分数は8種類である¹⁴⁾。2004年度の宇治市のごみ総収集量は44,236トンであり、そのうち家庭系可燃ごみが68.49%を占めている¹⁵⁾。また、全国的にみても2003年度のごみ総排出量のうち、家庭系可燃ごみが60.84%を占めている¹⁶⁾。このため、本研究においては、ごみにおいて最も高い割合を占める家庭系可燃ごみの年間排出重量を分析対象とする。

宇治市は、家庭系可燃ごみの回収を週2回行っている。月・火曜日で週1回目分を収集し、木・金曜日で週2回目分を収集する。週1回目分と週2回目分ではごみ収集車ごとの収集区域が異なるため、本研究では週1回目分の2005年における可燃ごみ年間排出重量を分析対象とする。そして、これを説明する資料として、2000年国勢調査および2001年事業所・企業統計調査の小地域統計結果を使用する。

宇治市市街化区域におけるごみ収集車ごとのごみ収集区域は270区域である。270区域のごみ収集区域の平均面積は80,368 m²であり、週1回目分の平均年間ごみ排出重量は59,104 kgである。ごみ収集車は自らの収集区域の可燃ごみを収集し、焼却処理場へ運び込む段階でその重量を計測する。ごみ収集車の収集に要する走行距離や収集面積を統一するために270区域のうち161区域は、焼却処理場から遠い1地域と焼却処理場に近い1地域の2地域からなる飛び地収集区域を1収集

区域としている。残りの109区域は、焼却処理場に近い1地域のみを単独収集区域として1収集区域としている（第2図）。

3. 研究資料作成方法

ごみ収集区域データ作成のため、最初にごみ集積地点ポイント4,722地点を作成した。次にごみ集積地点データをボロノイ分割処理した後、270区域のごみ収集区域ポリゴンを作成した（第3図）。

次に、ごみ収集区域を国勢調査の基本単位区、町丁・字等、および事業所・企業統計調査の調査区とを比較するため、ごみ収集区域ごとの小地域統計数値を面積按分法により作成した。基本単位区ごとでの国勢調査結果が公表されている2000年国勢調査の第1表～第3表の数値については、まずごみ収集区域を2000年国勢調査基本単位区でユニオン分割を行った。そして、基本単位区ごとに分割されたごみ収集区域が基本単位区に含まれる面積を算出した。さらに、その面積割合により基本単位区ごとに分割されたごみ収集区域の国



第3図 ごみ収集区域ごとの統計数値の作成

勢調査数値を按分して算出した。最後にこれらを合計して、ごみ収集区域ごとの国勢調査数値を作成した。

また、国勢調査数値については、2007年7月現在、2005年国勢調査結果が集計中のため、使用することができない。そこで、2000年10月1日時点の小字別の住民基本台帳人口と2005年10月1日時点の小字別住民基本台帳人口の変動率から、2000年国勢調査数値を時点修正したものを使用した。

同様に、町丁・字等ごとに国勢調査結果が公表されている2000年国勢調査の第4表～第29表については、町丁・字等单位での面積按

分と時点修正を行った。2001年事業所・企業統計調査結果については、事業所・企業統計調査における調査区単位での面積按分を行った。それにより、ごみ収集区域ごとの2000年国勢調査および2001年事業所・企業統計調査結果数値を作成した。その結果、ごみ収集区域270区域の平均人口は695人、平均世帯は246世帯、週1回目分の1人当たり年間可燃ごみ排出重量は95.16kgとなった。ちなみに、宇治市におけるごみ収集区域ごとの1人当たり可燃ごみ重量は、第4図のように分布している。

III. 可燃ごみに影響を及ぼす要因

1. 重回帰モデルの適用

ここでは、小地域のごみ排出量と地域的・社会的要因の関係を重回帰モデルによって分



第4図 宇治市における1人当たり可燃ごみ重量の分布

第2表 独立変数

No	区分	変数
1	基礎変数	人口 (人)
2	世帯規模	平均世帯人員 (人÷世帯)
3	都市化	人口密度 (人/km ²)
4	男女構成	男性率
5	年齢構成	前期生産年齢層 (25～44歳) 率
6	年齢構成	高齢者層 (65歳～) 率
7	住宅形態	1人当たり住宅延面積 (m ²)
8	住宅形態	一戸建世帯率
9	職業	第3次産業従事者率
10	職業	家事従事者率
11	職業	小・中・高校生率
12	職業	短大・高専・大学生率
13	事業所数	100人当たり事業所数
14	事業種類	建設業事業所率
15	事業種類	卸売・小売業・飲食店事業所率
16	事業種類	不動産業事業所率

析した。従属変数はごみ収集区域単位の週1回目分の可燃ごみ年間排出重量(トン単位)とし、独立変数は第2表に示す16の指標とした。従属変数は、1人当たり可燃ごみ重量ではなく、ごみ収集区域単位での可燃ごみ排出総重量とした。これはどのような収集区域にどのような要因で可燃ごみ総排出量が多いのかを明らかにして、行政での収集区域設定における問題点を探るためである。

独立変数は既往研究を参考にして選定した。これまでのごみの定量分析における3つの視点のうち、ごみ処理有料化政策や分別の種類などのリサイクル促進政策、ごみ収集頻度など制度的要因については研究対象である宇治市市街化区域では同一条件であること、排出者のごみに対する意識や地域への帰属意識などの意識的要因については客観的な指標を得ることが困難であることから除外し、地域の世帯規模、住宅形態、産業構造などの地域的・社会的要因のみを分析の対象とした。

ここで独立変数の選定理由を示す。まず、人口はごみ収集区域におけるごみ排出量を規定する最も基礎となる変数となると考えられる。次にJenkins¹⁷⁾が指摘していた所得、世帯規模、人口密度の要因を検討した。所得の増加は消費の増加につながることから、ごみ排出量の増加をまねくと考えられているが、小地域単位での適切な統計が存在しないために除外した。

そのため、世帯規模を示す変数として平均世帯人員を選定した。世帯規模の増加がごみの減少要因となることを既往研究の定量分析は示している。その理由は、世帯規模の大きい家庭は財を共有できることや、ごみをストックするためのスペースが大きいために、

不用品をすぐにごみとして排出しないためであると考えられている。この数値は、ごみ収集区域の総人口を総世帯で除して平均世帯人員を算出した。

次に人口密度を採用した。人口密度の増加は、ごみを増加させる主たる要因となるからである。人口密度や第3次産業就業者率は都市化の度合いを示している。都市は買い物のしやすい環境が整い、少量のものを多く消費する傾向があるため、ごみの増加をまねくと考えられている。本研究における小地域での人口密度は、住宅の高密度化を示す変数となると考えられる。この数値はごみ収集区域の人口を面積で除して算出した。

さらにごみ排出量に負の影響を与えると想定される男性率、年齢構成がごみ排出量に与える影響について前期生産年齢層(ここでは、25～44歳とする)率、高齢者層(65歳～)率を選定した。住宅形態については、ごみ排出量に負の影響を与えると想定される1人当たり住宅延面積を選定した。さらに住宅の種類がごみ排出量へ与える影響をみるために、一戸建世帯率を選定した。従事する産業を示す変数については、第3次産業従事者率を選定した。小地域における第3次産業従事者率の高い地域は新興住宅地であることを示す変数となると考えられる。また、専業主婦と学生を示す家事従事者率、小学生・中学生・高校生率、短期大学生・高等専門学校生・大学生率を選定した。

最後に事業系ごみが家庭系ごみへ排出されている影響をみるために、ごみ収集区域における人口100人当たり事業所数と家庭系ごみへ排出されやすい事業として天野ほか¹⁸⁾が指摘している建設業事業所率、不動産業事業

所率を選定した。建設業において、建設現場で発生する廃棄物が産業廃棄物となるため、建設業の事業系ごみは事務所より排出される紙類が中心である。同様に、不動産業も事業所規模が小さく、排出されるごみは紙類が多い。そのため、家庭から排出されるごみと組成が似ているため、家庭系ごみに混入されやすいと考えられている。

また、卸売・小売業・飲食店事業所率も小地域での定量分析においても同様の傾向を示すかどうかをみるために選定した¹⁹⁾。調理上で生じる野菜や魚介のくずである厨芥ちゅうかいや残飯などを生じる飲食店、および紙類を中心とした包装ごみを生じる小売店から排出されるごみも家庭系ごみと組成が似ている。これらの事業所は比較的規模が小さく、住宅と併用されていることが多いため、事業系ごみが家庭系ごみに混入して排出される割合が高くなると考えられている。

分析は、これらの説明変数からステップワイズ法を用いて、小地域単位の可燃ごみ排出

量に有意に影響を及ぼす要因を抽出した。その結果、第3表に示す4つの有意な変数が得られた。

すなわち、ごみ排出量と有意に正の相関を示す変数は、人口、卸売・小売業・飲食店事業所率であり、負の相関を示す変数は、人口密度、短大・高専・大学生率となった。

2. 空間的自己相関の検証

前節における重回帰モデルの残差に空間的自己相関が認められる場合、回帰パラメータの有意性を疑わなければならない。そこで残差の空間的自己相関を Moran's I 統計量を用いて診断することにした。残差 ε_i に関する Moran's I は、(1) 式のように示される。

$$I = \frac{1}{W} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} \varepsilon_i \varepsilon_j}{\sigma_\varepsilon^2} \quad (1)$$

σ_ε^2 は ε_i の分散であり、 w_{ij} は地区 i と j の空間的な近接性を示す空間重み行列であり、 W はこの重みの総和である。N が十分大きい場合は $I > 0$ ならば正の空間的自己相関が、 $I < 0$ ならば負の空間的自己相関があると判断できる。また、観測されたデータに基づいたモンテカルロ・シミュレーションによる検定が可能である²⁰⁾。

本研究における空間重み行列の定義は、距離により近傍地域の空間関係を明確にするため、距離閾値ウェイトを利用した。近傍地域は、第5図のように対象となるごみ収集区域の重心点から一定距離以内に重心点が含まれるごみ収集区域をそれとする。本研究では対象区域に飛び地収集区域が存在するため、飛び地それぞれの重心点から一定距離以内のごみ収集区域を近傍地域とする。ただし、近傍地域が飛び地収集区域である場合、本来の距

第3表 重回帰モデル適用結果

変数	非標準化 係数	比較用 係数	t 値	有意 確率
(定数)	26.627	59.104	7.987	0.000
人口(人)	0.051	15.379	17.222	0.000
卸売・小売業・ 飲食店事業所率	30.446	3.445	3.456	0.001
100人当たり 事業所数	0.543	2.089	1.947	0.053
人口密度 (人/km ²)	-0.001	-3.103	-3.185	0.002
短大・高専・ 大学生率	-241.813	-6.535	-7.241	0.000
R-squared	対数尤度	N		
0.630	-2949.42	270		



第5図 宇治市における400 m距離閾値による近傍ごみ収集区域

距離閾値内にある近傍地域と対になる地域が距離閾値外にも存在する。

空間的自己相関指標は、空間重み行列の定義によって分析結果が変わってしまう。そのため複数の重みを用いてモデルを適用し、結果を比較することが望ましい。そのため、100 mから1,000 mまでの距離閾値ウェイトを作成し、重回帰モデルを適用した標準化残差のモランのI統計量を比較して、空間的自己相関の有無を検証した(第4表)²¹⁾。

距離設定については、研究対象地域が東西方向約6,000 m、南北方向約8,000 mであるため、1,000 mを上限とした。その結果、

第4表 距離閾値別モランI統計量

距離閾値	モランI統計量	モンテカルロ検定P値
100 m	0.066	0.051
200 m	0.163	0.002
300 m	0.110	0.001
400 m	0.123	0.001
500 m	0.089	0.001
600 m	0.080	0.001
700 m	0.074	0.001
800 m	0.062	0.001
900 m	0.054	0.001
1,000 m	0.052	0.001

200 mから1,000 mまでの距離閾値ウェイトによるモランのI統計量から、回帰分析の残差に有意な正の空間的自己相関が確認された。特に200 mから400 mの近傍範囲においてモランのI統計量が高く、この空間範囲において回帰成分で説明できない未知の要因が存在していることが示唆されている。

3. 空間回帰モデルの適用

前節では、重回帰モデルの残差に有意な正の空間的自己相関が確認された。このような現象に対して、空間的従属性を伴って現象が生起している状況をあらかじめ近傍共変動成分としてモデル化した空間回帰モデルが提案されている。空間回帰モデルには、空間的同時自己回帰モデル、条件付自己回帰モデル、移動平均モデルなどがある²²⁾。本研究では、回帰成分で説明できない空間的規則性をもって存在している未知の成分をモデル化する空間的自己回帰モデルのうち、誤差伝播モデルを適用する。空間的自己回帰モデル(誤差伝播モデル)は以下のように表現できる。

第5表 距離閾値別空間的自己回帰モデル適用結果

距離閾値	R-squared	対数尤度	モラン I 統計量	モンテカルロ検定 P 値
100 m	0.636	-2946.74	-0.132	0.002
200 m	0.642	-2947.71	0.110	0.035
300 m	0.723	-2949.42	-0.145	0.001
400 m	0.736	-2913.64	-0.047	0.033
500 m	0.703	-2929.50	-0.008	0.409
600 m	0.687	-2933.30	-0.004	0.520
700 m	0.679	-2935.45	-0.004	0.349
800 m	0.667	-2938.83	-0.006	0.454
900 m	0.658	-2941.42	-0.008	0.371
1,000 m	0.656	-2941.83	-0.007	0.430

注) 通常回帰分析結果 R-squared 0.630、対数尤度 -2949.42

第6表 400 m 距離閾値による空間的自己回帰モデル適用結果

変数	非標準化係数	比較用係数	t 値	有意確率
(定数)	24.557	44.002	2.405	0.016
人口 (人)	0.029	8.622	8.667	0.000
卸売・小売業・飲食店事業所率	13.468	1.576	1.406	0.160
100人当たり事業所数	-0.204	-0.852	-0.687	0.492
人口密度 (人/km ²)	-0.000	-0.630	-0.679	0.497
短大・高専・大学生率	-86.769	-2.301	-2.384	0.017
LAMBDA	0.963	0.963	51.149	0.000

R-squared	対数尤度	N
0.736	-2913.64	270

$$Y_i = \mu_i + \lambda \sum_j^n w_{ij} (Y_j - \mu_j) + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\mu_i = \beta_0 + \sum_k^K \beta_k x_{k,i} \quad (3)$$

Y_i は地区 i の従属変数であり、モデルによって内生的に決定される確率変数である。 μ_i はモデルの回帰成分による地区 i の予測値であり、 λ は空間的自己回帰成分と呼ばれるパラメータである。また、 ε_i は地区 i の誤差項、 $x_{k,i}$ は地区 i 、種類 k の説明変数である。この空間的自己回帰モデルに 100 m から 1,000 m までの距離閾値ウェイトを適用してモデル比較をした (第5表)。モデルの適合度は対数尤度で比較した。対数尤度が大きいほどモデルの適合度は高いといえる。その結果、400 m を閾値とする距離閾値ウェイトによるモデルで、最も対数尤度が改善した。また、標準化残差のモランの I 統計量は、-0.062 となり、有意な空間的自己相関は確認されなくなった。

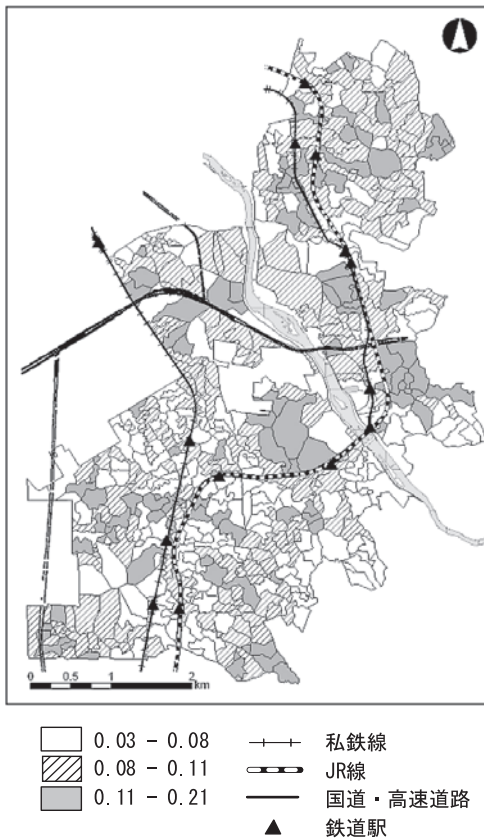
400 m 距離閾値ウェイトによる空間的自己

回帰モデルの適用結果は第6表である。重回帰モデルで有意であった卸売・小売業・飲食店事業所率、人口密度の変数は両側 5% 検定により棄却された。その結果、ごみ排出量と有意に正の相関を示す変数は人口のみとなり、ごみ排出量と有意に負の相関を示す変数は短大・高専・大学生率の2つの変数となった。

4. 考察

ここでは可燃ごみ排出量に影響を与える地域的・社会的要因について、400 m 距離閾値による空間的自己回帰モデルの適用結果 (第6表) から考察する。各変数の影響度の比較には通常重回帰分析の場合、標準化係数により比較するが、空間的自己回帰モデルでは標準化係数が算出できない。そのため、便宜的に独立変数のみを標準化した値による回帰分析結果を比較用係数として、各変数の影響度を比較した。

空間的自己回帰モデル適用結果をみると、



第6図 宇治市における短大・高専・大学生の分布

人口の係数は正の相関を示していた。このことは、人口が多い地域ほどごみ排出量が多いことを示しており、人口がごみ排出量を規定する主たる要因であることが確認できる。

注目すべきは負の相関を示していた短大・高専・大学生率である。この結果は東京23区単位で学生・専業主婦の世帯を負の係数とした家庭系ごみの排出原単位モデルを作成した小泉ほか²³⁾の研究結果と合致している。宇治市で短大・高専・大学生の多い地域を見ると鉄道駅周辺に存在する单身学生向けの集合住宅の多い地域であることが確認できる(第6図)。

短大・高専・大学生は、日常生活において、外食の機会が多く、自炊活動が少ない²⁴⁾。その結果、厨芥や残飯などのごみが発生せず、可燃ごみ排出量が少なくなると考えられる²⁵⁾。

この結果を市町村のごみ減量政策へ活用するという視点から考察すると、逆に短大・高専・大学生率の低い地域は、可燃ごみ排出量が多くなっているといえる。水分を多く含んだ厨芥や残飯などの生ごみが、可燃ごみ排出量を規定していると考えられることから、これらの地域への生ごみ減量政策が、市町村の可燃ごみを減らすためには必要である。

生ごみは元来、自然物であるため微生物の働きにより、分解され土に還すことが可能である。そのため、8割の市町村では生ごみ堆肥化容器の購入に対して、一定金額を助成する補助事業を実施している。しかし、半数以上の自治体で5%未満の普及率しかないことが指摘されている²⁶⁾。宇治市においてもこの補助事業を実施しているが、2004年度の補助実績は170件であり、十分に普及しているとは言い難い。今後はこの事業の周知・促進政策が宇治市の可燃ごみ減量化のために有効であるだろう。

次に、重回帰モデルの適用結果(第3表)と空間的自己回帰モデルの適用結果(第6表)を比較して、市町村の小地域を対象とした回帰分析における空間的回帰モデルの意義について考えてみたい。重回帰モデルでは有意であったが、空間的自己回帰モデルにて棄却された変数は、既往研究にてごみ排出量に影響を与える要因として指摘されていた卸売・小売業・飲食店事業所率と人口密度であった。また、空間的自己回帰モデルにおいて有意であった人口、短大・高専・大学生率も、重回

帰モデルで比較用係数 -5.396 であったものが、空間的自己回帰モデルの適用により、比較用係数 -2.369 と半分程度の値となっている。それ以外の変数も空間的自己回帰モデルの適用により、比較用係数は半分程度の値となっており、ごみ排出量への相関は弱まっている。

このように市町村の小地域を対象とした回帰分析を行う場合、空間的自己相関により変数の有意性が過大評価される可能性が高い。そのため、小地域を対象とした回帰分析を行う場合は、空間的回帰モデルにより適切な要因の把握に努めることが必要であると考えられる。

V. おわりに

本稿では、ごみ収集区域を単位とする小地域の可燃ごみ排出量に対して、空間的自己相関を考慮した定量的な分析を実施した。その分析結果は以下のようにまとめることができる。

(1) 空間的自己回帰モデル適用結果から、小地域の可燃ごみ排出量は収集区域の人口を基本として規定されているが、短大・高専・大学生率が高ければ、可燃ごみ排出量は減少すると予測できる。

(2) 重回帰モデルの適用結果から、その残差について空間的自己相関の有無を検証したところ、強い正の空間的自己相関が確認された。そのため、空間的自己回帰モデルを適用したところ、重回帰モデルで有意であった変数は棄却される結果となった。さらに係数を比較したところ、すべての変数で変数の有意性が過大評価されていた。

市町村が行政課題に対して、自らの行政区域内を対象とした統計的な要因分析を実施する場合には、空間的自己相関が生じやすい町丁・字等の小地域を対象としなければならない。しかし、本稿で示されたように小地域を対象とした回帰分析は、空間的自己相関により変数の有意性が過大評価される可能性が高い。そのため、空間的自己相関の存在を仮定した空間回帰モデルを適用することが必要であることが明らかとなった。

以上のように本稿では、小地域の可燃ごみ排出量を対象とすることにより、ごみ排出量の定量分析において新しい知見を提示することができた。さらに空間的自己相関を考慮した定量的分析により、市町村の地域分析のために必要な手法を提案することができた。

本稿での知見は、可燃ごみの排出重量に対する定量分析から得られたものであった。家庭系ごみの分別収集は市町村によりさまざまな方式があり、可燃ごみと不燃ごみを分別していない市町村も多い。そのため、今後は不燃ごみを始めとする可燃ごみ以外の小地域での排出量の把握により、不燃ごみや資源ごみの小地域における要因を考察し、家庭系ごみ全体について考察する必要がある。

さらに本研究では、週1回目分の年間可燃ごみ排出重量を従属変数として考察した。そのため、年間的なごみ排出量の予測から行政的年間的なごみ収集車配車計画にも応用できる。今後はさらに細かな季節・月・曜日単位での排出量と要因について解明することが求められる。例えば、年末の時期はごみ排出量が増加すると考えられるが、どのような地域でどのような地域的・社会的要因により規定されているのかを明らかにすることにより、

行政の実務にさらに貢献することが可能となるであろう。

〔付記〕本研究を進めるにあたり、宇治市役所環境政策室ごみ減量推進課の皆様にご協力いただきました。また、立命館大学地理学教室の諸先生方には、多くの示唆に富むご意見をいただきました。記して感謝いたします。本稿の作成にさいして、2005年度シンフォニカ統計GIS研究助成金（財団法人統計情報研究開発センター）を使用しました。

注

- 1) 環境省大臣官房廃棄物・リサイクル対策部廃棄物対策課『日本の廃棄物処理 平成15年度版』、2005。
- 2) 市町村は、一般廃棄物処理計画に従って、その区域内における一般廃棄物を生活環境の保全上支障が生じないうちに収集し、これを運搬し、及び処分しなければならない（『廃棄物の処理及び清掃に関する法律』第6条の2）。
- 3) 産業廃棄物とは、事業活動に伴って生じた廃棄物のうち、燃え殻、汚泥、廃油、廃酸、廃アルカリ、廃プラスチック類等の政令で定める19種類のものをいう。一般廃棄物とは、産業廃棄物以外の廃棄物をいう。また、爆発性、毒性、感染性などを持つ廃棄物は政令により、特別管理一般廃棄物と特別管理産業廃棄物として別に定められている。山本耕平「ごみとリサイクルの法制度」、（廃棄物学会編『新版 ごみ読本』、中央法規出版、2003、所収）、41～78頁。
- 4) 残余年数とは、新しい最終処分場が整備されず、当該年度の最終処分量により埋立が行われた場合に、埋立処分を行える期間（年）である。前掲1）。
- 5) 落合由紀子「有料化の意義と減量効果」、（丸尾直美・西ヶ谷信雄・落合由紀子『エコサイクル社会』、有斐閣、1997、所収）、147～173頁。
- 6) 前掲5）。
- 7) 笹尾俊明「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、2000、21～30頁。
- 8) 小泉 明ほか「都市ごみの排出実態と減量化意識に関する数量化分析」、廃棄物学会論文誌12-1、2001、17～25頁。
- 9) Jenkins, R. R. *The economic of Solid Waste Reduction, The Impact of User Fees*, Edward Elgar Press, 1993.
- 10) 事業者は、その事業活動に伴って生じた廃棄物を自らの責任において適正に処理しなければならない。（『廃棄物の処理及び清掃に関する法律』第3条）
- 11) 天野耕二ほか「事業系ごみの排出特性と家庭ごみ収集への混入について」、廃棄物学会論文誌13-1、2002、22～30頁。
- 12) 波江彰彦「ごみの排出とリサイクルにみられる地域間差異—福井県を事例に一」、人文地理56-2、2004、58～73頁。
- 13) 中谷友樹「空間的共変動分析」、（杉浦芳夫編『地理空間分析』、朝倉書店、2003、所収）、23～48頁。
- 14) 宇治市では、可燃ごみと不燃ごみ以外の、缶、びん、古紙類、紙バック、発泡トレー、ペットボトルをリサイクル回収している。
- 15) 家庭系ごみのうち、可燃ごみは30,297トン（72.09%）、古紙回収などは464トン（1.11%）、不燃ごみは9,024トン（21.47%）、リサイクルは2,148トン（5.11%）、溝土は90トン（0.21%）である。また、宇治市における可燃ごみの平均1人当たり可燃ごみ排出量は225.08 kg/年である。宇治市環境政策室『宇治市の環境 平成16年度版』、宇治市、2005。2003年度の全国平均の1人当たり可燃ごみ排出量は271.17 kg/年であり、人口規模が10万～20万人の市町村における平均の1人当たり可燃ごみ排出量は275.57 kg/年である。前掲1）。
- 16) 全国の市町村における家庭系ごみの内訳は、2003年度で混合ごみ623万トン（12.07%）、可燃ごみ3,140万トン（60.84%）、不燃ごみ289万トン（5.59%）、資源ごみ453万トン（8.78%）、その他16万トン（0.31%）、自家処理17万トン（0.32%）、集団回収283万トン（5.48%）である。前掲1）。
- 17) 前掲9）。
- 18) 前掲11）。
- 19) 多重共線性の問題を回避するため、互いの相関係数が0.6を超える変数はどちらかを除外した。4と相関が強い女性率、5、6と相関が強い後期生産年齢者層（45～64歳）率、7と相関が強い単身者率、持ち家世帯率、持ち家以外世帯率および共同住宅世帯率は変数から除外した。
- 20) 中谷友樹「空間クラスター検出のためのGISツール「CrimeSat」「GeoDa」「SaTScan」」、岡部篤行・村山祐司編『GISで空間分析—ソフトウェア活用術』、古今書院、2006、所収）、183～220頁。
- 21) 空間重み行列の作成やモランのI統計量の測定、空間的自己回帰モデルの適用には、探索的空間データ解析のためのソフトウェアであるGeodaを使用した。前掲20）。
- 22) 前掲13）。
- 23) 前掲8）。

- 24) 日本私立大学連盟学生会編『キャンパスライフこの20年：学生生活実態調査』、開成出版、1992。
- 25) 野菜や魚介のくずである厨芥や残飯は、自炊活動に伴って発生し、水分を多く含んだ厨芥や残飯は重量が重い。ちなみに、宇治市の可燃ごみの約半分は水分である。前掲1)。
- 26) 金子栄廣・西森昌樹「家庭用生ごみ処理器補助金制度の実態とその減量効果」、廃棄物学会論文誌 7-4、1996、202～208頁。