

2022年度 統計データ分析コンペティション  
統計活用奨励賞 [大学生・一般の部]

生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量による回帰分析

原 明美 (東京理科大学理学部第二部)

論文の概要

都道府県別パネルデータを用い、ごみ排出量と各種変数の関係を分析し、1人当たり県内総生産やごみリサイクル率が生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量にプラスの影響を与えることを見出した。

論文審査会コメント

ごみ排出量の要因解析を対象とした手堅い実証研究であり、1階差分の検討などについての考察の軌跡も単純な学術論文的ではないが苦勞の跡が興味深く感じられた。他のパネルデータ分析よりひと手間かけたことが評価される。プロの実証研究者が今後参考とすべき分析論文としても高く評価される。

# 生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量による回帰分析

原明美

東京理科大学理学部第二部数学科

## 第一章 研究背景と研究目的

ごみ問題は、近年においても深刻な状況にあり、長年続く課題である。例えば、2015年9月の国連サミットにて持続可能な開発目標（SDGs：Sustainable Development Goals）が作られ、その中14番目の目標として、海の豊かさを守るためにもプラスチックゴミ軽減による問題改善を図る策など、多々挙げられている。世界的には3R（リデュース・リユース・リサイクル）と呼ばれる取り組みが長年行われている。世界ではごみの総排出量が増え続けている中、先進国である日本は、ごみ処理に関して世界から高い評価を得られ、ごみ総排出量は平成24年度以降微減傾向である。

日本のごみ総排出量は次のように定義されており、年度ごとに排出形態別で比べてみる。

$$\text{ごみ総排出量} = \text{生活系ごみ排出量} + \text{事業系ごみ排出量}$$

図1から平成30年度では、事業系ごみが1,302万トンであり、生活系ごみ（2,971万トン）については全体の約70%を占めたことがわかる。

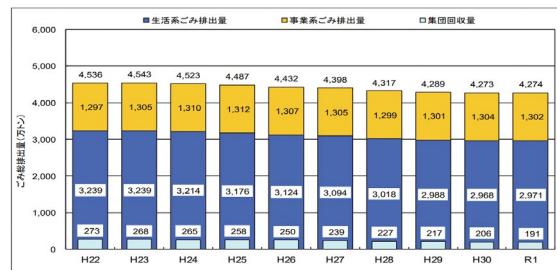


図-2 生活系ごみと事業系ごみの排出量の推移 (注5)

注5) 生活系ごみの数値：家庭のごみ。ただし、推計による場合は、市町村収集と委託業者の収集の合計。  
事業系ごみの数値：事業所のごみ。ただし、推計による場合は、許可業者収集と直接搬入の合計。

出典：一般廃棄物処理事業実態調査の結果（令和元年度）について

図1

これまで生活系ごみ排出量や事業系ごみ排出量などの要因を分析し、そこから施策を言及するという研究は多く行われていた。和田・児玉（2020年）はごみ減量化を促すには住民意識の向上と負担の公平化が必要であり、有料化の導入は生活系ごみの排出量を減少させ、リサイクル率の向上をもたらす可能性が示唆された。清水・金谷（2014年）事業系ごみ減量効果が認められた施策は、効果が高い順に、「他自治体のごみ混入への対策」、「検査装置による搬入物検査」、「自己搬入者への搬入事前予約の義務化」、「事業系ごみ手数料の値上げ」、「資源化可能物への搬入規制」、「検査装置を使わない搬入物検査」などが挙げられた。

しかし両方を合わせた研究はなかなか見つけられず、今回は身近にある生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量に共通している有意な要因と総排出量を削減に繋がる指標を見つけることを目的にする。

なお、本研究の第1章では研究背景と研究目的、第2章では研究の方法とその手順、第3章ではデータの加工と説明、第4章ではデータの分析と結果、5章では回帰モデルの説明、最後のまとめは第6章にある。

## 第二章 研究の方法と手順

今回のデータ解析ではパネルデータを使用したため、STATA16 ソフトウェアを使用してパネルデータ分析し、双方向固定効果モデルのほかに Pooled OLS モデル、固定効果モデル、変量効果モデルをそれぞれ構築し、比較した。

使用した回帰モデル(1)については以下のように「処置グループ間の違い」と「時点間の違い」の両方を固定効果としてコントロールできる TWFE (双方向固定効果モデル)で仮定する。このモデルは部分的な変数の欠落によって生じる内生性問題を解決できる。

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{j=1}^{16} \beta_j X_{j, it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$Y_{it}$  は第  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, 47$ ) 都道府県の  $t$  ( $t = 2008-2019$ ) 年度における 1 人 1 日当たりのごみ排出量、 $X_{j, it}$  ( $j = 1, 2, \dots, 16$ ) はその説明変数である。 $\alpha_i$  と  $\lambda_t$  は各都道府県の固定効果と時間固定効果を表し、 $\beta_j$  ( $j = 1, 2, \dots, 16$ ) はそれぞれの説明変数の回帰係数であり、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項を表す。

### ・研究の手順：

まず、パネルデータに対して記述分析を行い、次に系列をより安定させるために全変数を対数変換し、それらについて相関分析により、説明変数と被説明変数の相関が有意かどうかを判断した。多重共線性の問題に関しては、連 (2012) によるとパネルデータにおいてほぼ共線性検定は行われていない。また、陳 (2014) によると特定の回帰係数に興味がある場合は、多重共線性が目的の変数の有意性に影響せず無視できるが、本研究では多重共線性検定を行った上で回帰できるモデルなのかどうかを確かめた。

Pesaran (2014) はパネル単位根検定が実証結果から何らかの結論を導く段階において本質的な問題を抱えていると指摘されたが、単位根過程同士を検定せずに回帰すると、見せかけの回帰が勝手に生じてしまう可能性があるため、本研究ではデータの特徴より Harris-Tzavalis (1999) 検定 (帰無仮説  $H_0$ : 系列が非定常である) を用いて説明変数を全て当てはめた。系列が非定常の場合は、さらに共和分検定を行い、回帰できるモデルかを確認した。また、説明変数以外の地域特性要素として、気候や地形やリサイクルに関するイベントなど、基本的に時間とともに変化しない要因もあるため、理論上は固定効果モデルを選択すべきである。異なるモデルの回帰結果の違いを比較するには双方向固定効果モデルのほかに被説明変数をそれぞれ Pooled OLS・固定効果法・変量効果法による推定を比較対照し、F 検定で個別効果が存在するか否かによって Pooled OLS もしくは固定効果モデル/変量効果モデルを選択した。最後に Hausman 検定「帰無仮説：個別効果と説明変数は無相関」を行った後に固定効果モデル、もしくは変量効果モデルを採用する。決定された回帰モデルに対しそれぞれ解釈し、最後に説明変数に対しシステリシス効果の検定を行った。

## 第三章 データセットの加工

変数の出典と詳細な変換方法について、以下の表 1 に示す。

### 3.1 被説明変数の説明

本研究では、2008 年から 2019 年までのごみ総排出量ではなく、人口の影響を及ばないよう 1 人 1 日当

たりの生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量をそれぞれ被説明変数とする。表2の平均から見れば生活系ごみは事業系ごみの2.3倍以上排出量が多いことがわかる。

### 3. 2 説明変数の説明

本研究では、地域特性要素を示す各自治体の地域特性に関する変数をいくつかを選んだ。

SSDSE-2022B にデータのある2008年～2019年を分析対象期間とし、地域特性要素を表わす変数を加え、SSDSE-E-2022v2にある平成23年を基準とした2017年各県内総生産額という経済指標を意味する変数を抜き出して使用した。一年分のデータしか記載されていないだけでなく、数値も新たに更新していないため、2008年から2019年までのデータをすべて「県民経済計算」から取り入れた。しかし、2019年は基準変更したため、増加率を用いて2019年のデータに新たな数値を加え、「県民経済計算」から第三産業の生産額も加えた。増加率が明確ではないため、2019年の数値を2008年から2019年までの平均値として取り入れた。総生産額については、一人当たりの生産量とした。

また、経済指標のみならず、経済基盤をなすSSDSE-2022Bにある二つの変数（着工建築物数・旅館営業施設数）を使用した。人口を示す変数から出生数、死亡数と転入者数を選択し、それぞれ人口を割って取り替えた。自然環境を示す変数として年平均気温を使用した。家計調査においてのいつかの家計出費を使用し、どの支出が副作用をもたらすかを確かめたい理由もあった。

変数名	単位	変数の説明	出典	年度
被説明変数				
生活系ごみ	g/人日	1人1日当たりの排出量(生活系ごみ投入量+集団回収量)*10 <sup>6</sup> /総人口/366	一般廃棄物処理実態調査結果	2008年-2019年
事業系ごみ	g/人日	1人1日当たりの排出量(事業系ごみ投入量+集団回収量)*10 <sup>6</sup> /総人口/366	一般廃棄物処理実態調査結果	
ごみのリサイクル率	%		SSDSE-B-2022	
出生率	%	出生数/総人口	SSDSE-B-2022	
死亡率	%	死亡数/総人口	SSDSE-B-2022	
転入率	%	転入者数(日本人移動者)/総人口	SSDSE-B-2022	
年平均気温	℃		SSDSE-B-2022	
一人当たりの第三産業	百万円	第三産業生産額/総人口(平成23年基準)	県民経済計算(平成18年度-平成30年度)(2008SNA、平成23年基準計数)	
一人当たりの県内総生産	百万円	県内総生産額(平成23年基準)/総人口	県民経済計算(平成18年度-平成30年度)(2008SNA、平成23年基準計数)	
説明変数				
消費支出(二人以上の世帯)	円		SSDSE-B-2022	
食料費(二人以上の世帯)	円		SSDSE-B-2022	
住居費(二人以上の世帯)	円		SSDSE-B-2022	
洗剤・水道費(二人以上の世帯)	円		SSDSE-B-2022	
家具・家用品費(二人以上の世帯)	円		SSDSE-B-2022	
被服及び履物費(二人以上の世帯)	円		SSDSE-B-2022	
娯楽娯楽費(二人以上の世帯)	円		SSDSE-B-2022	
着工建築物数	棟		SSDSE-B-2022	
旅館営業施設数(ホテルを含む)	施設		SSDSE-B-2022	

表1

#### 記述統計量(対数変換前)

変数	観測値	平均	標準偏差	最小値	最大値	VIF
生活系ごみ	564	669.32	57.604	517.848	926.414	---
事業系ごみ	564	286.77	48.334	198.863	532.782	---
ごみのリサイクル率	564	19.59	4.434	11.5	37.1	1.29
一人当たりの県内総生産額	564	3.78	0.781	2.484	8.002	3.9
一人当たりの第三産業	564	2.58	0.635	1.886	6.852	4.24
出生率	564	0.78	0.098	0.486	1.228	5.37
死亡率	564	1.1	0.179	0.689	1.698	6.59
転入率	564	1.59	0.401	0.861	3.281	3.04
年平均気温	564	15.66	2.312	9.1	24.1	3.36
消費支出二人以上の世帯	564	289371.79	23769.052	2.11E+05	3.55E+05	6.17
食料費二人以上の世帯	564	69809.3	5797.375	53193	89185	3.68

住居費二人以上の世帯	564	17867.87	4397.043	7615	29883	1.59
光熱水道費二人以上の世帯	564	22610.47	2590.286	15764	31070	2.87
家具家事用品費二人以上の世帯	564	10173.47	1240.667	6136	14394	1.71
被服及び履物費二人以上の世帯	564	11520.51	1898.652	5749	21971	3.38
教養娯楽費二人以上の世帯	564	28591.68	4497.821	16602	44045	5.55
着工建築物数	564	12733.29	11251.032	2227	55325	3.93
旅館営業施設数ホテルを含む	564	1136.55	701.875	243	4028	2.24

表 2

各変数の記述統計量は表 2 にまとめた。家計出費においては教養娯楽費が一番多く、続いて光熱水道費、住居費などがある。出費が一番少ないのは食料費であることがわかる。また、すべての説明変数に対し多重共線性検定を行い、多重共線性の深刻さを定量化する VIF (分散拡大係数) の値として通常 10 を基準とすることが多いが、今回は最大で 6.59 という結果を得たため、多重共線性なしとして処理を行った。

#### 第四章 データ分析の結果と説明

まず、単位が%以外の変数を全て対数変換し、被説明変数との相関分析を行った。

変数	生活系ごみ	事業系ごみ
一人当たりの県内総生産	<b>0.194***</b>	<b>-0.116***</b>
ごみのリサイクル率	<b>0.124***</b>	<b>-0.095**</b>
一人当たりの第三産業	<b>0.038</b>	<b>0.043</b>
出生率	<b>-0.211***</b>	<b>-0.038</b>
死亡率	<b>-0.003</b>	<b>0.204***</b>
転入率	<b>-0.129***</b>	<b>-0.170***</b>
年平均気温	<b>-0.263***</b>	<b>-0.068</b>
消費支出二人以上の世帯	<b>0.197***</b>	<b>-0.299***</b>
食料費二人以上の世帯	<b>-0.019</b>	<b>-0.114***</b>
住居費二人以上の世帯	<b>-0.140***</b>	<b>-0.064</b>
光熱水道費二人以上の世帯	<b>0.155***</b>	<b>0</b>
教養娯楽費二人以上の世帯	<b>0.273***</b>	<b>-0.354***</b>
家具家事用品費二人以上の世帯	<b>0.06</b>	<b>-0.174***</b>
被服及び履物費二人以上の世帯	<b>0.258***</b>	<b>-0.309***</b>
着工建築物数	<b>0.137***</b>	<b>-0.164***</b>
旅館営業施設数ホテルを含む	<b>0.206***</b>	<b>-0.093**</b>

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で統計的にt検定による有意であることを示す

表 3

相関分析の結果から、生活系ごみ排出量において、一人当たりの県内総生産・消費支出に関する変数と

1%水準で著しい正の相関関係を持っている一方で、事業系ごみにおいてはそれらの変数とすべて著しい負の相関関係を持つことがわかった。第三産業の生産額が高ければ事業系ごみ排出量が高く、逆に第二産業については排出量が低くなる傾向がみられる。つまり、製造業の比率の高い都市では事業系一般廃棄物排出量が低い一方で、産業廃棄物処理システムを持たないケースの多い三次産業比率の高い都市では事業系一般廃棄物排出量が高くなる傾向を如実に示している。家計出費に関しては、生活系ごみ排出量は光熱水道費・教養娯楽費・被服及び履物費と著しい正の相関関係を持っている。事業系ごみ排出量が高いところは主に製造業の比率の高い場所であり、人口密度が低い理由で家計出費と着工建築物と旅館営業施設の数と著しい負の相関関係を持つことと考えればよいだろう。

続いて、見せかけの回帰を避けるために、すべての変数に対し単位根検定（HT 検定）を行い、表 4 から一人当たりの第三産業・転入率・着工建築物数には単位根が含まれたこと（非定常性）を示したが、表 5 からそれぞれ一階差分法を用いた後 HT 検定の  $p$  値は 0.0001 以下となったためデータ全体が定常となったことがわかる。ただし、一階差分した後、変数の経済的意味は異なってしまうため、出来れば元の変数を決して元の回帰に使用することが望ましい。もし複数の単位と変数の間に長期的な均衡関係がある場合、元の系列で回帰を継続することができるため、共和分検定（Westerlund パネル共和分テスト）を行い、変数間の長期的な関係を確認し、表 6 から  $p$  値は 0.0001 以下となり、元の変数で回帰できるであることを確かめた。

Harris-Tzavalis unit-root test for 一人当たりの第三産業			
Ho: Panels contain unit roots		Number of panels =	47
Ha: Panels are stationary		Number of periods =	12
AR parameter:	Common	Asymptotics:	N $\rightarrow$ Infinity
Panel means:	Included		T Fixed
Time trend:	Included	Cross-sectional means removed	
	Statistic	z	p-value
rho	0.5737	2.3893	0.9916

Harris-Tzavalis unit-root test for 転入率			
Ho: Panels contain unit roots		Number of panels =	47
Ha: Panels are stationary		Number of periods =	12
AR parameter:	Common	Asymptotics:	N $\rightarrow$ Infinity
Panel means:	Included		T Fixed
Time trend:	Included	Cross-sectional means removed	
	Statistic	z	p-value
rho	0.4548	-0.2071	0.4180

Harris-Tzavalis unit-root test for 着工建築物数			
Ho: Panels contain unit roots		Number of panels =	47
Ha: Panels are stationary		Number of periods =	12
AR parameter:	Common	Asymptotics:	N $\rightarrow$ Infinity
Panel means:	Included		T Fixed
Time trend:	Included	Cross-sectional means removed	
	Statistic	z	p-value
rho	0.4892	0.5436	0.7067

表 4 (HT 検定)

Harris-Tzavalis unit-root test for D_一人当たりの第三産業			
Ho: Panels contain unit roots		Number of panels =	47
Ha: Panels are stationary		Number of periods =	11
AR parameter:	Common	Asymptotics:	N $\rightarrow$ Infinity
Panel means:	Included		T Fixed
Time trend:	Included	Cross-sectional means removed	
	Statistic	z	p-value
rho	0.1131	-6.3589	0.0000

Harris-Tzavalis unit-root test for D_転入率			
Ho: Panels contain unit roots		Number of panels =	47
Ha: Panels are stationary		Number of periods =	11
AR parameter:	Common	Asymptotics:	N $\rightarrow$ Infinity
Panel means:	Included		T Fixed
Time trend:	Included	Cross-sectional means removed	
	Statistic	z	p-value
rho	0.0294	-8.0761	0.0000

Harris-Tzavalis unit-root test for D_着工建築物数			
Ho: Panels contain unit roots		Number of panels =	47
Ha: Panels are stationary		Number of periods =	11
AR parameter:	Common	Asymptotics:	N $\rightarrow$ Infinity
Panel means:	Included		T Fixed
Time trend:	Included	Cross-sectional means removed	
	Statistic	z	p-value
rho	-0.0443	-9.5877	0.0000

表 5 (一階差分した後の HT 検定)

Westerlund test for cointegration			
Ho: No cointegration		Number of panels =	47
Ha: Some panels are cointegrated		Number of periods =	12
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included		
Time trend:	Included		
AR parameter:	Panel specific		
	Statistic	p-value	
Variance ratio	10.1012	0.0000	

表 6 (Westerlund パネル共和分テスト)

次に、固定効果法と変量効果法のどちらか一方と Pooled OLS を選択するために、それぞれ個別効果と時間固定効果の有無を判定し、F 検定と LM 検定をそれぞれ行ったところ、 $p$  値は両方とも 0.0001 以下であるため、1%水準で個別効果と時間固定効果が存在し、固定効果法と変量効果法はどちらも Pooled OLS より優れたことがわかる。最後に固定効果法と変量効果法のどちらを採択すべきかを判断するために Hausman 検定を実施したところ、 $p$  値もまた 0.0001 以下であるため、「説明変数と都道府県の個別効果は無相関である」という帰無仮説が 1%水準で棄却され、説明変数と個別効果の相関が確認された。したがって、固定効果法モデルを採択し、時間固定効果が必要かどうかを確かめるた

めに双方向固定効果モデルも構築した。

以上のことは二つの被説明変数生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量どちらにも適している。以下は固定効果法に基づいて解釈を行った。

	Pooled OLS	変量効果	固定効果	双方向固定効果	Pooled OLS	変量効果	固定効果	双方向固定効果
		生活系ごみ				事業系ごみ		
一人当たりの県内総生産	0.166***	0.298***	0.333***	0.409***	-0.427***	0.270**	0.339**	0.340**
	0.033	0.055	-0.068	0.061	0.066	0.104	0.12	0.127
リサイクル率	0	0.003***	0.003***	0.004***	0.002	0.006***	0.007***	0.007***
	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002	0.002	0.002
一人当たりの第三産業	-0.056	-0.270***	-0.300***	-0.123	0.517***	-0.103	-0.102	-0.132
	0.036	0.063	0.08	0.076	0.073	0.119	0.142	0.158
出生率	-0.402***	0.344***	0.432***	0.146	0.353*	0.328**	0.231*	0.388*
	0.071	0.058	0.064	0.083	0.142	0.106	0.114	0.171
死亡率	-0.096*	-0.035	-0.045	0.154***	0.064	0.121*	0.044	0.196**
	0.043	0.031	0.032	0.031	0.085	0.056	0.056	0.065
転入率	-0.017	0.029	0.048*	-0.066**	-0.105***	-0.011	0.022	-0.078
	0.013	0.019	0.023	0.022	0.026	0.035	0.041	0.045
年平均気温	0.028	-0.152**	-0.044	-0.02	-0.253***	-0.133	-0.171	-0.125
	0.035	0.049	0.064	0.09	0.07	0.092	0.112	0.187
消費支出	0.101	-0.019	-0.03	-0.111*	-0.148	-0.016	-0.052	-0.093
	0.089	0.051	0.051	0.043	0.178	0.092	0.09	0.09
食料費	-0.643***	-0.140**	-0.103*	0.082	0.592***	0.13	0.124	0.135
	0.07	0.048	0.048	0.047	0.139	0.085	0.086	0.098
住居費	-0.040**	0	0.003	0.009	-0.049	-0.008	-0.003	0
	0.015	0.007	0.007	0.006	0.03	0.013	0.012	0.012
光熱水道費	0.086	0.054	0.048	-0.015	-0.321***	-0.067	-0.086	-0.152*
	0.045	0.03	0.03	0.031	0.09	0.054	0.053	0.065
教養娯楽費	0.133**	0.064**	0.051*	0.034	-0.264**	-0.011	0.015	0.026
	0.045	0.022	0.021	0.019	0.089	0.039	0.038	0.039
家具家事用品費	-0.072*	-0.008	-0.001	-0.009	0.011	0.032	0.033	0.028
	0.032	0.015	0.015	0.013	0.064	0.027	0.026	0.026
被服及び履物費	0.092**	0.019	0.008	0.013	-0.041	-0.014	-0.002	-0.001
	0.033	0.018	0.018	0.015	0.066	0.033	0.032	0.032
着工建築物数	0.013	-0.004	0.021	0.098***	-0.009	0.079***	0.181***	0.278***
	0.008	0.012	0.017	0.019	0.016	0.023	0.031	0.04
旅館営業施設数	0.002	0.035**	0.042**	0.001	-0.017	-0.047*	-0.039	-0.064*
	0.008	0.012	0.015	0.013	0.016	0.023	0.026	0.026
定数項	10.448***	6.718***	5.993***	5.142***	8.342***	4.326***	3.690***	3.622**
	0.747	0.549	0.555	0.527	1.488	0.984	0.98	1.095
観測数	564	564	564	564	564	564	564	564
			Prob>chi2 =	0.0000			Prob>chi2 =	0.0000

表 7

注：\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。Prob>chi2=0.0000 は Hausman 検定の P 値である。小文字は、POLS の場合は不均一分散に対して頑健な標準誤差、変量効果法と固定効果法と双方向固定効果法の場合はクラスター構造に頑健な標準誤差を表す。

## 第五章 回帰モデルの解釈

### ・被説明変数が生活系ごみ排出量の場合

固定効果モデルでは一人当たりの県内総生産・第三産業の係数推定値はそれぞれ約 0.333 と -0.300 で、1%水準で統計的に有意であった。県内総生産の係数推定値が正であり、これは、県内総生産が百万円増えると、一人一日当たりの生活系ごみ排出量は約 0.333g 増えることを意味している。一人当たりの第三産業生産額が負の影響を与えるが、双方向固定効果法の場合統計的有意性は確認されない。次に、人口と関わる変数については、固定効果モデルでは出生率の係数推定値のみが 1%水準で統計的に有意であった。一方、双方向固定効果モデルでは死亡率の係数推定値のみが 1%水準で統計的に有意であったが、転入率の係数推定値はマイナスと変わり、5%水準で統計的に有意であった。また、消費支出に関しては固定効果モデルと双方向固定効果モデル両方とも 5%以下の水準で統計的有意な係数推定値はなかった。着工建築物

数の係数推定値は双方向固定効果モデルでは約 0.098 で、1%で統計的に有意であった。さらに、リサイクル率の係数推定値は変量効果法・固定効果法・双方向固定効果法においてすべて1%で統計的に有意であった。消費支出に関する変数はどれも著しい統計的有意性は確認されない。

### ・被説明変数が事業系ごみ排出量の場合

一人当たりの県内総生産の係数推定値は双方向固定効果法の結果では約 0.340 で、5%水準で統計的に有意であり、固定効果法との結果がほぼ同じである。そして、生活系ごみ排出量と異なり、一人当たりの第三産業生産額は統計的有意性が確認されない。次に、人口と関わる変数については、双方向固定効果モデルでは出生率・死亡率の係数推定値がそれぞれ10%と5%水準で統計的に有意であった。着工建築物数・旅館営業施設数の係数推定値は双方向固定効果モデルではそれぞれ約 0.278 と-0.064 で、それぞれ1%水準と10%で統計的に有意であった。さらに、リサイクル率の係数推定値は変量効果法・固定効果法・双方向固定効果法においてすべて1%で統計的に有意であった。消費支出に関する変数も生活系ごみ排出量と同じくどれも著しい統計的有意性は確認されない。

### ・まとめ

生活ごみ排出量においても事業系ごみ排出量においても、固定効果モデルと双方向固定効果モデルでの結果がそれぞれ異なった部分があり、例えば推定値の有意性が異なったり、符号のプラスマイナスが逆転したりするようなことが発生してしまった。このため、仮想時間変数を生成させ、それを用いて双方向固定効果モデルは必要かどうかを検証したところ、やはり時点固定効果を加える必要があることが判明した。その違いが起こった理由は自由度の損失が大きく影響し、モデルが不安定になってしまったと考えられる。

変数	固定効果	一期前	二期前
一人当たりの県内総生産額	0.333*** (4.91)	0.0296 (0.43)	0.193** (2.80)
L.一人当たりの県内総生産額		0.309*** (5.74)	
L2.一人当たりの県内総生産額			0.152*** (3.42)

t statistics in parentheses  
\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

表8 (生活系ごみ排出量の場合)

変数	固定効果	一期前	二期前
着工建築物数	0.181*** (5.88)	0.131*** (4.25)	0.210*** (7.44)
L.着工建築物数		0.135*** (4.51)	
L2.着工建築物数			0.0565* (2.13)

t statistics in parentheses  
\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

表9 (事業系ごみ排出量)

しかし、一人当たりの県内総生産額については、どの固定効果モデルにも関わらず、生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量の間に着しく有意な相関を持ち、重要な要因であることを示した。つまり、一人当たりの県内総生産額がごみ総排出量と密接な関係にあることがわかった。そして、変数一人当たりの県内総生産額に対し生活系と事業系ごみ排出量においてシステリス効果の検定を行い、表8より生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量（ここでは図を省略した）の説明変数として、一人当たりの県内総生産額が一期前でも二期前でも1%水準で統計的に有意であり、生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量はラグ変数を持つことが分かった。表9から被説明変数が事業系ごみ排出量の場合着工建築物数は一期前でも二期前でも統計的に有意であることが判明した。つまり説明変数はシステリス効果を持っているため、一期前の変



数値もしくは二期前の変数を持ち込んで回帰モデルを作成できる。

一人当たりの県内総生産額はラグ変数として被説明変数に時間的な遅れが生じることを表す。つまり、今年の県内総生産額は来年もしくは再来年にごみ総排出量にプラスの影響を与える可能性があるといえる。ほかの要因がある場合を除き、県内総生産額が毎年高ければ高いほど未来のごみ総排出量が減らないと言えるだろう。しかし、ごみ総排出量を減らすために県内総生産額を低下させるわけにはいかない。本研究では、ごみ総排出量にマイナス効果を与えそうなのは一人当たりの第三産業生産額・転入率・消費支出がある。ほかの負の要因としてリサイクルに関するイベントの開催回数も考えられる。

本研究ではスペースに限りがあるため、後処理を割愛したが、ごみ総排出量は一年前又はそれ以上前の年のごみ総排出量と関連性を持たないことは言えない、過去の結果が与える影響を考慮するには、過去の観測量を使用する動学的パネルモデルの利用も試みたい。

以上より、本研究では3点考慮が足りないところがある。

- (1) 都道府県レベルのデータしか用いることができなかった点と、いくつかの変数を正確に見つけず別の値を当てはめたため、回帰モデルに良くない影響を与えた可能性を残した。
- (2) 多重共線性を考慮したため、影響を及ぼす可能性のあるいくつかの変数を削除したが、そのまま削除せずにサンプルサイズを増やすなどで対応するべきであった。
- (3) 今回は固定効果モデルを利用したことにより内生性の問題をある程度改善できたが、十分な配慮を行ったとは言えず、要因の選択・因果関係と関わる内生性の問題が発生してしまった可能性も無視できないだろう。適切な内生変数と操作変数を見つけることにより操作変数法を行った方が良い。

最後に、本研究では3点貢献できるところがある。

- (1) 一人当たりの県内総生産額とリサイクル率は生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量に著しいプラス影響を与える。そして、一人当たりの県内総生産は両方の被説明変数（生活系ごみ排出量と事業系ごみ排出量）にシステリシス効果を与えた。
- (2) 生活系ごみ排出量と事業系排出量は消費支出に関係する変数と旅館営業施設数以外の全ての変数に対し同時に正の影響もしくは負の影響を受ける（係数推定値の符号が同じである）。
- (3) ごみ総排出量問題における回帰モデルは双方向固定効果モデルを使用すべきである。過去のごみ総排出量が被説明変数に影響を及ぼす可能性が否定できないため、ごみ総排出量問題に対し動学的パネルモデルの方が優れている可能性がある。

参考文献リスト

1. [SDGs とプラスチックゴミ問題の関係は？ | 削減に向けた国や企業の取り組みも \(ethicame.com\)](https://ethicame.com/)
2. 生活系可燃ごみ有料化の導入と制度変更が生活系ごみ排出量やリサイクル率に与える影響（和田 有朗， 児玉 篤治 2020 年）
3. 自治体における事業系ごみへの搬入規制等の実施実態と効果的な事業系ごみ減量施策（清水 康平，金谷 健 2014 年）
4. 陳強《高級計量経済学及 Stata 应用》9.6 多重共线性，111 ページ
5. [【Julia で因果推論】Difference-in-Differences: DID \(差分の差分法\) \(zenn.dev\)](https://zenn.dev/)