

平成 22 年度

ごみ有料化後にリバウンドは起こるのか？

研究目的 =

近年、各市町村で家庭ごみの有料化の導入が進んでいる。家庭ごみの有料化は、ごみ処理経費の財源調達的手段であるとともに、ごみ減量、分別促進を目的とした自治体の政策である。ところが有料化導入後に減量効果が薄れるという「減量効果のリバウンド」が指摘されている。また、有料化導入後のリバウンドの存在が当然であるかのように述べている文献もある。たとえば「有料化で減ってもまた増える」(服部・杉本, 2005, p.84) という記述や、「効果は一時的」(日本経済新聞, 2005 年 5 月 4 日) などである。しかしいずれも実証研究に基づく証拠は示されていない。

その一方で、有料化のリバウンドについて実証的に分析した研究は無いわけではない。たとえば、天野ほか(1999) は、有料化を導入したいくつかの自治体の排出原単位を比較しながらリバウンドの有無について検証した先駆的な研究である。彼らは、いくつかの自治体で有料化導入前の排出原単位を上回っているため、リバウンド効果が見られると指摘している。

しかし以下の点で問題がある。まず少数のサンプルであること。次に排出削減効果を、有料化を導入しなかった場合の予測値と、有料化導入による実際の排出量との差と定義しているため、有料化前後での社会経済的な状況変化による排出量の増減を含む可能性があること。たとえば有料化導入後に 3 年経過したときの 1 人当たりのごみ排出量の原因には、有料化の減量効果とともに、所得の増加や世帯人員数の変化などが含まれてしまう。したがって有料化の長期減量効果を見るためには、社会経済的な変数を制御することが不可欠である。

このような分析対象にはパネルデータ分析が有効である。パネルデータはクロスセクション方向と時系列方向のデータの性質を併せ持つため、1) 経済主体間の異質性をコントロールできる、2) サンプル数が増えて自由度が増す、3) 経済主体固有の性質からくる異質性を除去した後の効果を見るうえでも有益である、という利点がある(松浦・コリン, 2005, 第 7 章)。

ここで有料化の長期効果に関する先行研究を見てみよう。Linderhof et al. (2001) は、オランダのある自治体の個票データを用いて、動学的パネルデータ分析を行った。その結果、短期よりも長期の価格弾力性が大きくなった。その原因として長期になるほど有料化を通して環境意識が向上したため、と説明している。Yamakawa and Ueta (2002) は日本の従量制有料化導入済み自治体のみクロスセクションデータを用いた。可燃ごみに対する減量効果を推定するために、ダミー変数により導入年度別に分解した結果、少なくとも 10 年以上はごみ減量効果が継続することがわかった。Dijkgraaf and Gradus (2009) はオラ

ンダのさまざまな自治体集計年次パネルデータを用いて有料化の長期効果を推定した。全ごみ量，コンポストできないごみ，資源ごみの推定式についてそれぞれ有料化導入経過年のダミー変数の交差項を導入した結果，少なくとも7年以上は減量効果が継続することがわかった。

先行研究の結果をまとめると，従量制有料化による減量および分別促進効果は短期でも長期でも存在することがわかる。また個票データ，集計データに関わらず，少なくとも有料化の減量効果は長期にわたって持続することを保証している。しかし Linderhof et al. (2001) のデータはもともと環境意識の高い有料化自治体での個票データによる分析であるため，有料化の価格弾力性が過大推計されている可能性は否めない。また Dijkgraaf and Gradus (2009) は有料化導入ダミーと，導入年数ダミーが交差項となっているため，減量効果の持続性の効果と，価格の大きさの効果を分離できていないという欠点がある。

本研究も先行研究と同様に，パネルデータを使用する。その上で家庭ごみ有料化の減量・代替促進効果が長期で続くのかどうか，より具体的には有料化のリバウンドが存在するのかどうかをパネルデータ分析により検証することを目的とする。ここで，分析をはじめる前に，検証する対象を明らかにしておこう。一般に使用されている有料化のリバウンドという言葉は，使用者によって定義も曖昧であるように見受けられる。そこで，本稿で明らかにする有料化におけるごみ減量の「リバウンド」を図1のように定義する，まず有料化導入直後に

減量効果が見られるが，有料化がなかった場合の予想排出量と，有料化をした場合の実際の排出量の差が，時間の経過とともに縮まることを「リバウンド効果」と定義した。その逆に，時間の経過とともに予想排出量と排出量の差が拡大すれば「逆リバウンド効果」となる。この図におけるリバウンドは，有料化の減量効果以外の全ての要因(社会経済変数など)を一定とした上で，長期の有料化による減量効果の推移を検討していることに注意しよう。

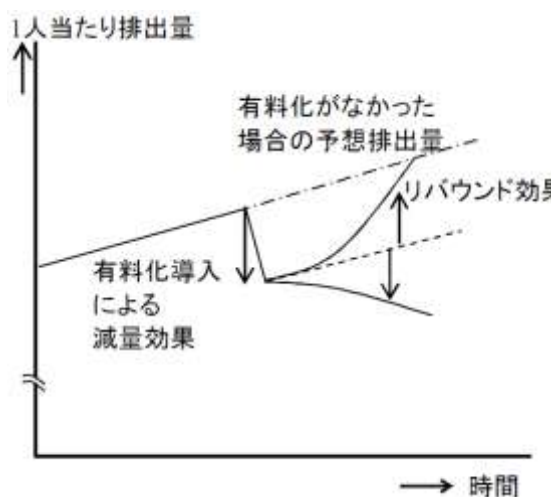


図 1

本稿の貢献は以下のように要約できる：1) 従来の研究はデータ選択に偏りが生じていたのに対し，本稿はデータ選択の恣意性を可能な限り排除した 2) 推定結果の頑健性を保証するために複数のモデルを確かめた 3) 従来の研究には無かった有料化の資源ごみ分別促進の長期価格弾力性を推定できた。

研究方法 = 本節では推定式および使用したデータについて説明する。本稿は非資源ごみの減量効果と資源ごみの分別効果が長期でも持続するのかどうかを検証する。本稿では可燃ごみ+不燃ごみ、あるいは混合ごみを「非資源ごみ」と定義する。有料化を導入している自治体であれば、非資源ごみは有料化指定袋によって排出されるごみに該当する。また無料で収集される資源物を「資源ごみ」と定義する。

被説明変数の排出量のデータには環境省(1995-2002)の一般廃棄物処理事業実態調査を使用した。非資源ごみ収集量、資源ごみ収集量を次のように定義した。非資源ごみ収集量=混合ごみ収集量+可燃ごみ収集量+不燃ごみ収集量。資源ごみ収集量=各種資源ごみ収集量の合計+集団回収量。これらには事業系ごみと、事業所から排出される資源ごみも含まれることに注意されたい。対象自治体は全市で、従量制有料化、非有料化自治体をすべて含む。データ期間は1995年から2002年の8年間である。この期間は市町村合併がほぼ無いため脱落サンプルによるバイアスを考慮する必要はない。そのうちから不備のあるデータを除くと、665市のデータが残った。説明変数の価格データおよび導入年度のデータは山谷(2006)のデータを用いた。彼は2005年に有料化の有無、有料化の形態、その価格、およびその導入年度について、全市に対して電話・アンケートを行った。その結果、回収率は100%で712の市および東京23区のデータが収集されている。従量制有料化の価格は40~50リットル指定袋を基準としている。価格の大きさは、導入から現在に至るまでほとんど変化していないと

考えて良い。図2は従量制有料化の指定袋価格のヒストグラムである。メディアン、モード、平均はそれぞれ、37円、37円、42円であった(価格>5円の自治体のみ)。図3は従量制有料化の導入年度の分布である。大半が1990年代に有料化を開始しているが、なかには1970年代から開始している市も多く見られる。その他の社会経済変数には朝日新聞社(2008)における市町村データを用いた。対数を取れる変数については対数変換した。

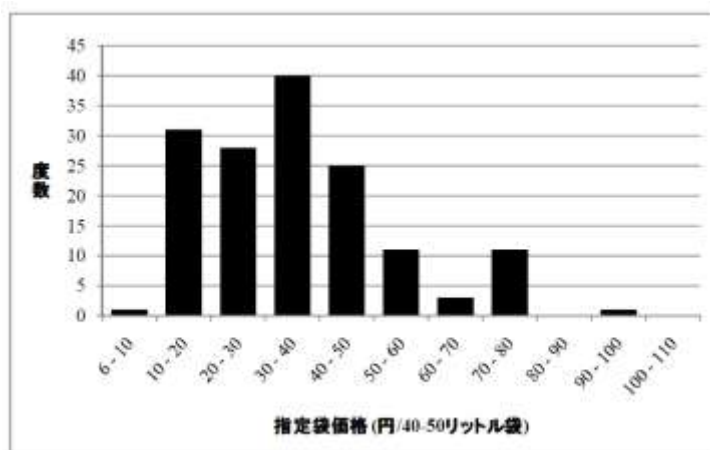


図 2

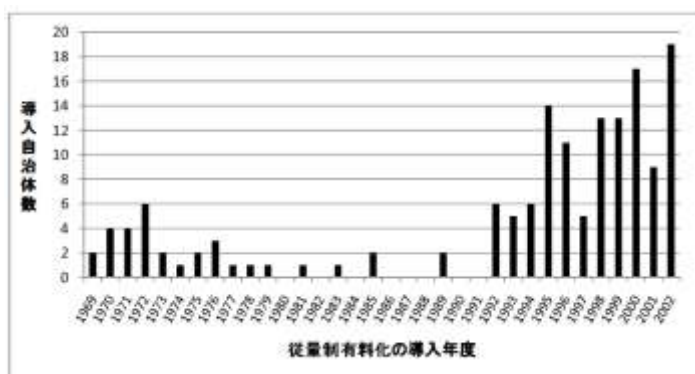


図 3

研究結果 =

非資源ごみの減量効果の分析：パネルデータ分析における Fixed effect model (以下, FE と略す) で, 長期の減量効果を推定した. 推定には STATA10 を用いた. 推定結果を表 1 に示した. (1)から(5)までの 5 つのモデルを推定することにより, 除外された変数が価格の短期・長期の効果に対してどのような影響を及ぼすかをチェックした. 分析結果の概略を述べると, 有料化価格に関連する係数は, プーリング OLS(モデル 1)と, FE(モデル 2~5)との間で大きく異なっていることがわかる. つまり観察できない個別効果が長期の価格弾力性に大きく影響を及ぼしていると言える. モデル(1)から順に有料化価格に関する係数の変化を中心に見ていこう.

- **モデル(1)=価格, 価格と年数の交差項, 価格と年数の 2 乗の交差項：**1 人 1 日あたり非資源ごみ収集量を, 従量制有料化価格の対数, 価格の対数とその導入経過年数の交差項, および, 価格の対数と経過年数の 2 乗の交差項に対して回帰した. 有料化の価格と年数の 2 乗の交差項は負である. 有料化導入年数と弾力性の関係が逆 U 字型となっていることがわかる.
- **モデル(2)=モデル(1)の変数+Fixed effect：**モデル(1)に対して自治体固有のダミー変数(固定効果)を加えたのがモデル(2)である. FE における自治体固有ダミーの係数が全て等しいという帰無仮説で F test を実施したところ, 帰無仮説が棄却され, FE のモデル(2)が望ましいモデルであると言える. 従量制有料化価格と経過年数の 2 乗の積の係数は, 負から正に変わっている. その結果, 長期の減量効果はモデル(1)と反対で, U 字型になっている. 有料化価格の経過年数, およびその 2 乗の変数と, 観察できない変数との間の相関に起因するバイアスを取り除くことで, 係数の符号が変化したことがわかる.
- **モデル(3)=モデル(2)の変数+他の有料化ダミー変数+人口密度+1 人当たり所得+世帯人員数+平均年齢：**モデル(2)の変数に, 他の有料化ダミー変数, 人口密度, 1 人当たり所得, 世帯人員数, 平均年齢の変数を加えたのがモデル(3)である. 社会経済変数の符号は予想通りで, 所得が増えると非資源ごみは増えた. これは所得増加が消費を増大させ, その結果非資源ごみ収集量を増加させたと考えられる. 世帯人員数が増えると非資源ごみは減った. 世帯で新聞を共有するなどの効果によって 1 人当たりの非資源ごみを減少させたと考えられる. また人口密度が増えると非資源ごみは増えることがわかった. これは人口密度が住宅の広さの代理変数として考えられ, 資源ごみをストックする場所が少ないため非資源ごみとして増大したと考えられる. 平均年齢, 他の有料化ダミー変数は有意でなかった. また従量制有料化の変数の符号・大きさはモデル(2)とほぼ同様である.

Dependent Variable	(1) OLS		(2) FE		(3) FE		(4) FE		(5) FE	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
$\ln w_{i,t} - rec$	-0.069	0.009	-0.063	0.009	-0.065	0.009	-0.064	0.009	-0.063	0.008
$\ln p$	0.000059	0.000025	0.000049	0.000027	0.000025	0.000027	0.000022	0.000027	0.000006	0.000025
$y^2 \times \ln p$	-0.000003	0.000001	0.000003	0.000001	0.000003	0.000001	0.000003	0.000001	0.000003	0.000001
D_{95}			0.033	0.071	0.033	0.063	0.033	0.063	0.042	0.062
D_{96}			-0.007	0.034	-0.007	0.034	-0.011	0.034	-0.011	0.030
D_{97}							-0.007	0.008	-0.007	0.008
D_{98}							-0.012	0.011	-0.014	0.011
D_{99}							-0.013	0.012	-0.015	0.012
D_{00}							0.007	0.006	-0.011	0.007
D_{01}							-0.029	0.006	-0.032	0.007
D_{02}							-0.008	0.005	-0.007	0.005
D_{other}							0.134	0.070	0.002	0.043
$\ln Pop_d$			0.135	0.068	0.135	0.068	0.135	0.070	0.002	0.043
$\ln Income$			0.146	0.051	0.146	0.051	0.135	0.051	0.292	0.106
$\ln Family$			-0.778	0.248	-0.778	0.248	-0.817	0.261	-0.153	0.208
Age			-0.005	0.009	-0.005	0.009	-0.001	0.009	-0.054	0.013
Year95 (benchmark)										
Year96										
Year97										
Year98										
Year99										
Year00										
Year01										
Year02										
Adjusted R^2	0.046		0.051		0.076		0.092		0.113	
F test			$F(664,4646) =$	46.5	$F(664,4629) =$	38.4	$F(664,4623) =$	37.9	$F(664,4616) =$	38.9
Hausman test			$\chi^2(3) =$	70.7	$\chi^2(7) =$	47.9	$\chi^2(13) =$	586.3	$\chi^2(20) =$	118.1
LM test			$\chi^2(1) =$	13,300.1	$\chi^2(1) =$	12,382.9	$\chi^2(1) =$	12,122.1	$\chi^2(1) =$	12,126.5
AIC	2199		-10,587.5		-10,699.5		-10,779.9		-10,895.2	

注 1) 有意水準: *, $p < 0.1$; **, $p < 0.05$; ***, $p < 0.01$

注 2) Year95 (benchmark) とは、他の年度の係数が 95 年を基準とした係数となっていることを示している。

注 3) モデル (1) はプーリング OLS、モデル (2) から (5) は FE (Fixed effect model) である。

- モデル(4)=モデル(3)の変数+各種資源ごみ分別収集ダミー変数：モデル(4)はモデル(3)の変数に、資源ごみ分別収集の有無に関するダミー変数が加わっている。資源ごみ分別収集による代替効果で、非資源ごみは減少すると予想されるが、本モデルではプラスチックの資源ごみ分別、およびその他資源の分別の係数がマイナスで有意になっている。また有料化の変数の符号・大きさはモデル(3)とほとんど変化がない。所得、世帯人員数、人口密度などの社会経済変数もモデル(3)と変わらない。
- モデル(5)=モデル(4)の変数+年度ダミー：最後に、モデル(4)に年度ダミーを入れたのがモデル(5)である。年度ダミーは全て有意で、年が経つに従って係数が大きくなっている。使い捨てるの傾向が強まっているためか、全国の平均的な傾向として非資源ごみの収集量が増大していることがわかる。有料化の3つの係数はモデル(4)とほぼ同じで、U字型になっている。年度ダミーを導入することで、全国平均的にごみが毎年増加しているという傾向を捉えることができた。その一方で世帯人員数と人口密度の係数が有意でなくなっている。これは世帯人員数が全国で均一なペースで減少傾向であり、そして人口密度が増加傾向であったため、年度ダミーにそれらの効果が吸収されたと考えられる。

弾力性の式にそれぞれのモデルの β の推定値を与えて理論値を描いたのが図4である。縦軸は価格弾力性、横軸は有料化導入からの経過年数を示している。モデル(1)の曲線は逆U字型だが、モデル(2)から(5)はU字型で、それぞれの形状もほぼ同じである。図よりFEとOLSで結果が大きく異なっていることがわかる。しかしモデル(2)以降は、変数が加わったとしても有料化価格の係数はほとんど変化しないため、頑健性の高い推定結果であると言える。

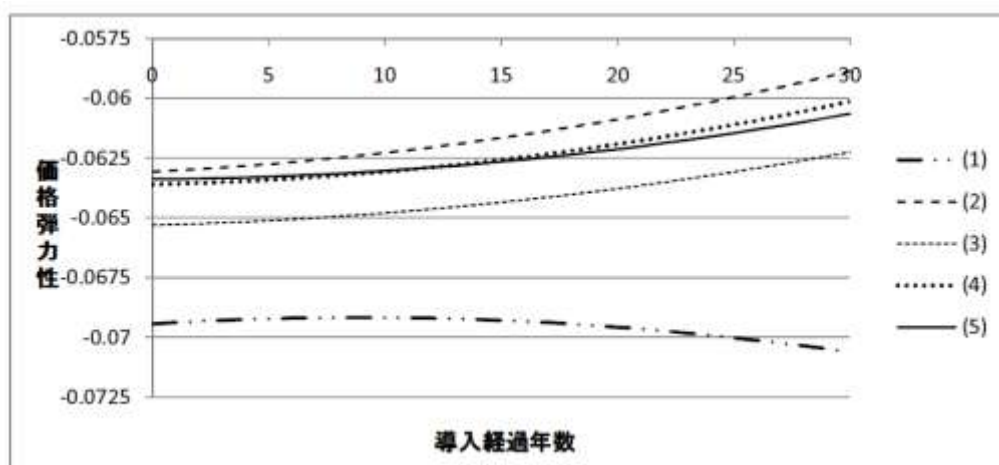


図 4

※ モデル(1): 価格、価格と年数の交差項、価格と年数の2乗の交差項、モデル(2): モデル(1)の変数+Fixed effect, モデル(3): モデル(2)の変数+他の有料化ダミー変数+人口密度+1人当たり所得+世帯人員数+平均年齢, モデル(4): モデル(3)の変数+各種資源ごみ分別収集ダミー変数, モデル(5): モデル(4)の変数+年度ダミー

資源ごみの分別促進効果の分析

非資源ごみの分析と同様に、1人当たり資源ごみ収集量を被説明変数とした分析についても説明しよう。推定結果を表2に示す。非資源ごみと同様に資源ごみについても(1)から(5)までの5つのモデルを推定することにより、交差価格弾力性の推定結果の安定性を確認した。非資源ごみと同様に、有料化価格に関する変数のパラメータは、プーリング OLS のモデル(1)とそれ以外の FE モデルとの間で大きく異なっている。

- **モデル(1)=価格、価格と年数の交差項、価格と年数の2乗の交差項**：説明変数は従量制有料化価格の対数、価格の対数とその導入経過年数の交差項、および、価格の対数と経過年数の2乗の交差項である。モデル(1)はプーリング OLS である。有料化価格の係数はすべて負を示しているが、いずれも係数も有意ではなかった。特に $\ln p$ の係数は、想定する符号と逆であった。
- **モデル(2)=モデル(1)の変数+Fixed effect**：モデル(1)に対して自治体固有のダミー変数を加えたものがモデル(2)である。有料化の3つの係数が負から正に変わっており、長期になるほど資源分別の促進が強まっている。非資源ごみの推定と同様に、FE を導入することでモデルの当てはまりが改善した。F test の結果は非資源ごみの推定結果と全て同じで、モデル(2)以降はプーリング OLS よりも FE が望ましいモデルとなる。
- **モデル(3)=モデル(2)の変数+他の有料化ダミー変数+人口密度+1人当たり所得+世帯人員数+平均年齢**：モデル(2)と比べて有料化価格の係数が小さくなっているが、長期の係数はほとんど同じであった。所得が増えると資源ごみは増えた。所得は消費の代理変数であると同時に、時間の機会費用の代理変数でもある。係数が正であるということは消費の増大によって資源ごみを増大させる効果が、時間の機会費用の上昇によって資源ごみ分別を減少させる負の効果を上回ったと考えられる。また世帯人員数が増えると資源ごみは減少している。これは世帯人員数の増加によって非資源ごみが減少する効果と同じで、資源ごみ収集量も減少したためと考えられる。平均年齢が高まると資源ごみを増大させているが、高齢者の貢献によって分別が進んだという効果なのかもしれない。その他の有料化ダミー変数、多量のみ有料化ダミー変数の係数はいずれも正で有意であった。人口密度の係数は有意ではなかった。

Dependent Variable	(1) OLS		(2) FE		(3) FE		(4) FE		(5) FE	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
$\ln v_{rec}$	-0.002	0.026	0.214	0.031	0.166	0.030	0.152	0.029	0.151	0.028
$y \times \ln p$	-0.000092	0.000078	0.000183	0.000100	-0.000277	0.000084	-0.000255	0.000089	-0.000264	0.000089
$y^2 \times \ln p$	-0.0000001	0.000002	0.000027	0.000005	0.000018	0.000005	0.000012	0.000005	0.000011	0.000005
D_{geo}					0.368	0.163	0.329	0.137	0.336	0.139
D_{fem}					0.166	0.050	0.180	0.068	0.184	0.069
D_{paper}							0.127	0.041	0.120	0.041
D_{metal}							0.129	0.061	0.132	0.061
D_{glass}							0.279	0.061	0.269	0.061
D_{PET}							0.034	0.024	0.035	0.031
$D_{plastic}$							0.061	0.024	0.069	0.026
D_{other}							0.039	0.016	0.049	0.019
$\ln Popd$					-0.023	0.277	-0.192	0.318	-0.279	0.368
$\ln Income$					0.760	0.248	0.558	0.242	0.916	0.659
$\ln Family$					-2.459	1.012	-1.421	0.861	-0.801	1.078
Age					0.244	0.038	0.179	0.034	0.156	0.062
$Year95$ (benchmark)										
$Year96$										
$Year97$										
$Year98$										
$Year99$										
$Year00$										
$Year01$										
$Year02$										
Adjusted R^2	0.010		0.068		0.314		0.377		0.381	
F test			$F(664,4582) =$	12.7	$F(664,4565) =$	15.3	$F(664,4559) =$	12.5	$F(664,4552) =$	11.4
Hausman test			$\chi^2(3) =$	296.9	$\chi^2(7) =$	704.2	$\chi^2(13) =$	323.6	$\chi^2(20) =$	116.1
LM test			$\chi^2(1) =$	5,402.1	$\chi^2(1) =$	4,131.6	$\chi^2(1) =$	4,957.4	$\chi^2(1) =$	5,248.6
AIC	11,449.8		5,968.0		4,365.2		3,871.8		3,854.4	

- モデル(4)=モデル(3)の変数+各種資源ごみ分別収集ダミー変数:依然として有料化の変数の符号・大きさはモデル(3)とほとんど変わらない. 資源ごみ収集量は, 分別収集が新たにはじまると, 資源ごみ総量として増大すると予想されるが, 推定の結果, 紙, 缶, ビン, プラスチック, その他収集ダミーの係数が正で有意になっている. ペットボトルの収集が資源ごみ増量に対して有意でないのは, この後のモデルでも同じである. 他の社会経済変数の係数の符号もモデル(3)と変わらない.
- モデル(5)=モデル(4)の変数+年度ダミー: モデル(4)に年度ダミーを入れたのがモデル(5)であるが, 年度ダミーの係数はいずれも有意ではない. 非資源ごみ収集量のモデル(5)では, 年度ダミーから非資源ごみ収集量の増加傾向が観察されたにも関わらず, 本モデルでは年度ダミーから資源ごみ収集量の全国的な増加傾向は観察できなかった. 非資源ごみの分析では年度ダミーによってごみの増加傾向が観察できたが, それが資源ごみとして収集量に関係していない. したがって増加傾向なのは使い捨てごみである可能性が考えられる. ここで所得と世帯人員数の係数が有意ではなくなった. 年度ダミーを入れたことによって効果がちょうど相殺されたためだと考えられる. 有料化の3つの係数はモデル(4)とほぼ同じである.

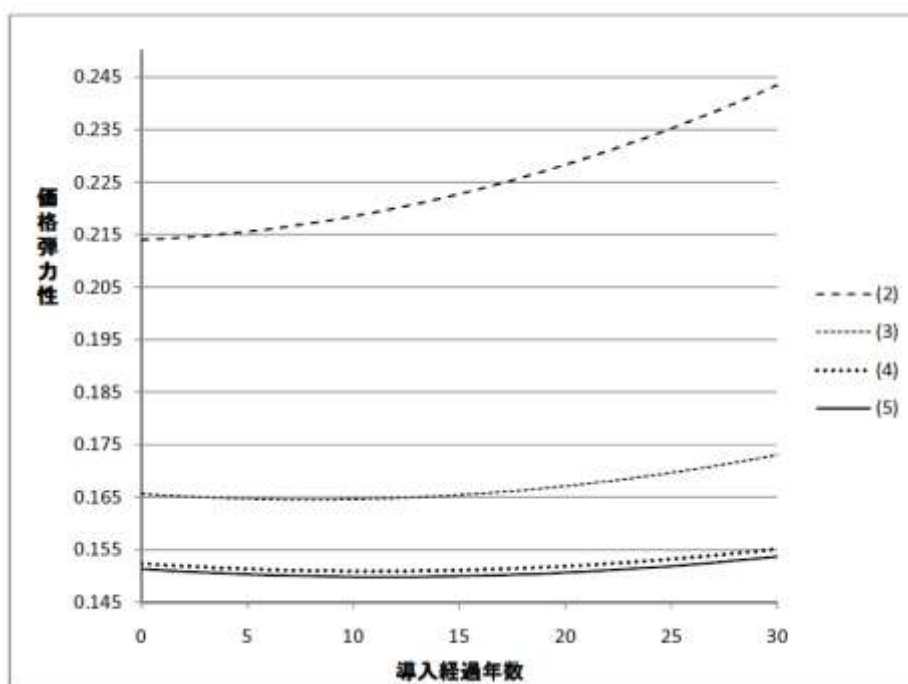


図 5

- ※ モデル(1): 価格, 価格と年数の交差項, 価格と年数の2乗の交差項, モデル(2): モデル(1)の変数 + Fixed effect, モデル(3): モデル(2)の変数+他の有料化ダミー変数+人口密度+1人当たり所得+世帯人員数+平均年齢, モデル(4): モデル(3)の変数+各種資源ごみ分別収集ダミー変数, モデル(5): モデル(4)の変数+年度ダミー
- ※ モデル(1)の係数はいずれも有意でなかったため描いていない.

考察 =

非資源ごみの分析での考察：長期の有料化の減量効果はなぜ U 字型のカーブになるのだろうか. これは以下の 2 つの複合的な効果ではないかと考えられる. a) 排出者の資源ごみ分別技術やリデュース(ごみにならないような買い物)の技術が向上し, 非資源ごみが長期で減量するという効果. b) 排出者が袋を節約するために過剰に袋に詰め込むため, 非資源ごみが長期で増大するという効果. b) を少しくわしく説明してみよう. まず従量制有料化は袋の容積で料金が決まっているため, 袋に入る限り料金は同じである. したがって袋にたくさん詰め込む方が, 袋購入費用を節約できるということである. これは Fullerton and Kinnaman (1996) でも従量制有料化の問題点として指摘されている. ほかに不法投棄によって料金負担を回避するという適応も考えられるが, 有料化導入前後で不法投棄が劇的に増大することはほとんど無い (山川ほか, 2002). また指定袋価格に対する慣れによって負担感が軽減し, ごみ増大に繋がる可能性も考えられるが, たとえば他の公共料金の電気やガスで, 価格の慣れによって長期において需要が増大するという研究結果は見られない. よって, 減量・分別技術の向上による減量効果と過剰圧縮による増大効果の強弱によって長期価格弾力性が決まるという可能性が強い. ところが先行研究の Linderhof et al. (2001) や Dijkgraaf and Gradus (2009) の, 重さで測った有料化について減量効果が高まるという推定結果とは異なっている. 彼らは, 長期の有料化によって住民の環境意識を向上させると推論しているが, 注意すべきなのは, 従量制有料化と重量制有料化の制度の違いである. 先述したように, 袋の容積で料金が定められている場合と, その都度重さを量って課金する場合では, 住民の減量化への適応方法が異なってくる可能性が高い. 重さで測る有料化の場合には過剰圧縮するメリットが無いため, 長期では a) の分別技術向上によって減量効果が増大する逆リバウンド効果となる, と推論できる. しかし, 本稿の推定結果では, 長期の価格弾力性の変化は非常に小さい. 導入後 30 年間でせいぜい 5% 程度の変化である. リバウンドは確かに存在するが, 従来考えられてきた 2~3 年で減量効果が失われるというほどのものではないことは明らかである.

資源ごみの分析での考察：以上の 5 つのモデルで, 有料化の長期効果を描いたのが図 5 である. 非資源ごみ収集量と同様に縦軸は価格弾力性, 横軸は有料化導入からの経過年数を示している. モデル(1)の有料化係数はいずれも有意ではなかったため, 図から除外している. モデル(2)は単調増加型で, 切片の値や曲線の形状が他と大きく異なっている. 社会経済変数を追加したモデルの(3), (4), および(5)は曲線がよりなだらかになり, 短期と長期の差はほとんど

ど無い。モデル(5)では価格弾力性の大きさは導入後 30 年間で±2%程度しか変動していない。モデル(3), (4), および(5)でも、長期になるほど弾力性が大きくなり、分別促進効果が高まっているが、その理由として、ごみ排出者の分別技術が時間の経過によって向上したためと考えられる。モデル(2)から(5)の推定結果を総合すると、資源ごみの分別促進効果は、有料化導入後の経過年数が長期になるほど強まることがわかった。

結論 =

本稿は非資源ごみ収集量、資源ごみの排出量について、有料化導入から経過年数を明示的に導入することで、長期の減量・分別促進効果を明らかにできた。その結果、ごみ排出量のリバウンドはわずかながら存在するものの、長期の減量効果はほとんど失われないことが明らかになった。資源ごみの長期の分別促進効果は、逆に強くなることがわかった。本稿の推定結果を考慮すると、リバウンドが存在すると言われてきた現象は、全国的なごみ質の変化や社会経済状況の変化を考慮しなかったためかもしれない。

これまでリバウンドの対策をとることが不可欠であると主張されてきたが、今後は見直す必要があるのかもしれない。もちろん本稿に課題がないわけではない。まず従量制有料化の程度について従量制有料化と、重さで測る有料化では住民に対する減量へのインセンティブが異なる。長期において両者の違いを明らかにすることは今後の課題である。2点目に、有料化変数の内生性の問題の改善である。有料化変数と観察不可能な個別効果との相関は考慮しているが、有料化導入自治体のごみ収集量の多寡に応じて導入か未導入かを決定している可能性がある。また周辺自治体の動向によって有料化導入の有無を決定している空間的自己相関の問題もある。これらは本研究で扱わなかった内生性の課題である。最後に、本稿では長期の価格弾力性がどのような形状であるかを明らかにしたが、なぜそうなるのかを明らかにしたわけではない。重量制および従量制有料化のデータと比較しながら長期に対する減量インセンティブの違いを明らかにする必要がある。以上の課題を取り組むことにより、さらに進んだエビデンスが得られるであろう。