

博士論文

政策の「ものさし」としての

類似団体区分制度

-地方財政データを用いた検証-

山本 航

目次

目次	i
謝辞	iii
第1章 序論	1
1. 類似団体区分制度と地方歳出	1
2. 回帰モデルと空間ウェイト	6
3. ヤードスティック競争と類似団体区分	9
4. 本論文の構成	11
第2章 情報共有とヤードスティック競争-類似団体区分に基づく実証分析-	14
1. 序論	14
2. 空間ウェイトと財政競争のモデル	14
2.1. 反応関数と空間ウェイト	14
2.2. 財政競争と地理的近接性のモデル	15
2.3. 日本における近隣区分と財政指数表制度	16
3. 推定手法	18
3.1. 回帰モデル	18
3.2. サンプルと制度的背景	19
3.3. 空間ウェイト行列	20
3.4. 統制変数と記述統計量	23
4. 推定結果	23
4.1. 反応関数の傾き	25
4.2. 異なるウェイト間での比較	25
4.3. 追加検証 I. 類似団体内での距離の効果	28
4.4. 追加検証 II. 地域別の時点効果	31
4.5. 係数の議論	36
5. 結論	36
第3章 わが国における財政競争-市町村・歳出分類別の分析-	38
1. 序論	38
2. 推定手法とデータ	39
2.1. 回帰モデル	39
2.2. 空間ウェイト	40

2.3.データ	41
3. 推定結果.....	44
3.1.議会費	44
3.2.商工費	47
3.3.児童福祉費	50
3.4.老人福祉費	53
4. 結論.....	54
第4章 地方公務員人件費における市町村の相互参照行動-動学的アプローチ-.....	57
1. 序論.....	57
2. 背景と推計手法.....	58
2.1.背景	58
2.2.空間自己回帰モデル	59
2.3.データ（2008-2010）	62
3. 空間計量経済分析による推定結果とその限界	62
3.1.推定結果.....	62
3.2.上記分析の限界	70
4.動学推定	71
4.1.動学的回帰モデル	71
4.2.データ（2008-2014）	76
5. 動学的回帰モデルによる推定結果	76
5.1.系列相関とモデル選択	76
5.2.推定結果.....	79
5.3.追加検証（相対参照モデル）	80
6 結論.....	83
第5章 本論文のまとめ	84
参考文献.....	86
英語文献	86
日本語文献.....	91
地理データ出典.....	93

謝辞

本論文の執筆に当たり、指導教官である林正義先生からは、多くの的確なご指導と、多方面からのご支援を頂いた。特に本論文を構成する各章のうち、第2章は同氏との共同研究であり、第4章は同氏との共同研究を拡張した内容となっている。また、第3章の執筆においても多大なご協力をいただいた。同氏との共同研究を通じ、研究に関する具体的な事柄に限らず、学者としての姿勢についても多くを学ばせていただいた。同氏のご指導がなければ、博士論文を提出することは到底できなかった。改めて深く感謝申し上げたい。

また、ご多忙の中審査委員として多くのご助言をいただいた、井堀利宏、小川光、佐藤泰裕、別所俊一郎の各先生にも感謝の意を表したい。特に井堀利宏先生（政策研究大学院大学特別教授）からは、東京大学ご在籍中様々なご支援・ご助言をいただいた。不出来な学生を辛抱強くサポートしてくれた同氏に、この場を借りて感謝申し上げたい。

各章の元論文についてコメントをいただいた諸先生方にもこの場を借りてお礼申し上げたい。第2章については Robert Chirinko、松本睦、第3章については小川光、菅原宏太、石田三成、安岡匡也、中東雅樹、第4章については、新井理有、中澤正彦、中澤克佳、中村和之、西川雅史、東裕三、平賀一希、米岡秀眞の各先生から貴重なコメントを頂いた。また、それぞれ匿名査読者の先生方からも貴重なコメントをいただいた。諸先生方には、ここで改めて感謝申し上げたい。もちろん、残された誤りなどについては、すべて筆者の責任に帰するものである。

最後に、心配ばかりかける息子を最後まで見捨てずに応援し続けてくれた両親に、心から感謝したい。

第 1 章 序論

1. 類似団体区分制度と地方歳出

類似団体区分とは、地方公共団体（都道府県・市区町村）を人口や産業構造などに基づいて類型化する区分である。そこでは各区分ごとに、主要な財政・地域指標の代表値が算定されており、地方公共団体が財政計画を立てる際には、それら類型区分代表値を基準として比較検討することが期待されている。

類似団体区分制度は昭和 30 年代初頭の人口段階別指数表とそれに続く「標準行政費（都市編）」に始まる¹。当時、国が地方の社会資本整備を進める中で、自治庁は地方の財政再建計画の策定を指導するための手段として人口段階別指数表を用いていた。そこでは人件費や物件費などの消費的経費を抑制することで、投資的経費へ回す財源を生み出すとともに財政再建への道筋を探ることが目指されたが、その中で地方財政の比較・検討に用いられたのが、人口規模にしたがって市町村を類型化し、類型区分毎に人口一人当たりの歳入・歳出額、人件費、物件費などを算定した人口段階別指数表であった²。さらにその後、単なる人口類似団体の平均数値では不十分であるという議論が行われ（岡田 1957）、昭和 33 年 4 月に「標準行政費（都市編）昭和 33 年度」が公表された。標準行政費では人口や人口密度に加え、都市の様態（産業別就業人口に基づく分類）が組み合わされ、算定が行われた。

最終的に昭和 35 年 12 月に「類似団体別市町村財政指数表」が公表され、現在に至っている³。同表では人口と産業構造を用いて地方公共団体が分類され、類型ごとに標準的な自治体の平均値が算定されている。現在の類似団体区分制度においては、各自治体は特別区、指定都市、中核市、特例市、一般市、町村に分類される⁴。このうち特別区、指定都市、中核市、特例市⁵については、それぞれが 1 区分であり計 4 類型をなす。一方、一般市と町村については人口 n と第二次（第三次）産業比率 s_2 と s_3 により、次の表 1 のように一般市は 16 (4×4)、町村は 15 (5×3) のグループに分類される。

¹ 本段落の記述は主に根岸（2007）に基づく。

² たとえば、山岡（1956）、佐野（1956）を参照のこと。

³ 類似団体別市町村財政指数表に関する初期の資料としては、杉山（1961）、池崎（1962）などを参照のこと。

⁴ なお、ここでは本論文の分析対象である市町村についての類似団体区分制度を述べているが、都道府県についても財政力指数に基づいた類似団体区分が設定されている。菅原・國崎（2006）はその考え方を援用し、実証分析を行っている。また、何らかの形で類団区分を参照先に用いた研究には他にも中澤（2006）、Hirota and Yunoue（2008）、足立・齊藤（2016）などがある。

⁵ なお、特例市は 2015 年に制度としては廃止され、それ以降は「施行時特例市」として経過的な扱いとなっている。

表 1 各類型と団体数

	政令指定都市	特別区	中核市	特例市
団体数	19 (19)	22 (23)	39 (40)	41 (41)

都市			産業比率 s による分類				計
			$0.95 \leq s_2 + s_3$		$s_2 + s_3 < 0.95$		
			$0.65 \leq s_3$	$s_3 < 0.65$	$0.55 \leq s_3$	$s_3 < 0.55$	
			3	2	1	0	
人口 n による分類	$n < 50,000$	I	9 (9)	18 (18)	127 (128)	84 (88)	238 (243)
	$50,000 \leq n < 100,000$	II	54 (55)	41 (44)	124 (128)	46 (49)	265 (276)
	$100,000 \leq n < 150,000$	III	35 (35)	19 (19)	42 (42)	12 (12)	108 (108)
	$150,000 \leq n$	IV	28 (29)	6 (6)	21 (22)	2 (2)	57 (59)
	計		126 (128)	84 (87)	314 (320)	144 (151)	668 (686)

町村			産業比率 s による分類			計
			$0.80 \leq s_2 + s_3$		$s_2 + s_3 \leq 0.80$	
			$0.55 \leq s_3$	$s_3 < 0.55$		
			2	1	0	
人口 n による分類	$n < 5,000$	I	57 (60)	34 (35)	122 (123)	213 (218)
	$5,000 \leq n < 10,000$	II	69 (72)	46 (48)	118 (118)	233 (238)
	$10,000 \leq n < 15,000$	III	59 (62)	45 (46)	51 (51)	155 (159)
	$15,000 \leq n < 20,000$	IV	61 (63)	32 (33)	33 (33)	126 (129)
	$20,000 \leq n$	V	137 (139)	38 (41)	17 (17)	192 (197)
	計		383 (396)	195 (203)	341 (342)	919 (941)

注：分析に使用するデータ期間を代表し、「平成 22 年度類似団体別市町村財政指数表」を元に筆者作成。() 外は選定団体数，() 内は該当団体数を表す⁶。

⁶ 標準的な財政運営を行っている市町村を選定する趣旨のため、たとえば著しく財政状況が悪い団体や、平成 18 年 4 月 1 日以降大規模な合併が行われた団体、災害等の特殊事情があった

このような区分に基づき、国（総務省）によって、地方公共団体が利用しやすいような形で特有の情報提供が行われている。その目的として、総務省は次のように述べている。

指数表は、各類型について「あるべき姿」や「理想図」を示したものではなく、具体的な財政運営が行われている市町村の実態を素材として作成しているので、個々の指数について見る時は、すべての指数が財政運営の指針となるものではなく、中には改善を要するものもある。したがって、これを利用する際は、示されている指数よりも、より良い財政状況を確認するよう努めなければならない。（平成 22 年度類似団体別市町村財政指数表「指数表の利用の方法」）

つまり、同表の数値は類似団体が実際に達成できている数値を元に行っていることから、指数表の数値に近づき、より良い財政状況を確認するよう、各自治体には財政運営を改善していくことが期待されている。また、類似団体区分の利用は「類似団体別市町村財政指数表」だけに留まらない。たとえば「財政比較分析表」においては、地方公共団体が住民や議会の理解を得て健全な財政運営を行えるよう、人件費関係の指標などについて類似団体との比較が行われている。

実際、実務においても類似団体区分は利用されている。例えば、大阪府の職員である西濱（2007, p.31）は次のように述べている⁷。

自団体との比較対象としては、近隣団体や人口・面積の態様が同規模の団体等が挙げられるが、今日、最も活用されているものは、総務省が作成する類似団体別市町村財政指数表（以下、「類団指数表」という。）である。

同様の記述は兵庫県川西市の職員である松木（2010, p.112）にもある。

決算分析で必要となる項目は 3 つあります。1 つ目は、財政状況の変化を時系列で捉え財政構造を分析することです。2 つ目は、人口や団体規模が同じ程度の類似団体と財政状況を比較して分析することです。3 つ目は、財政指標から財政上のウイークポイントを把握することです。

さらに個別の地方公共団体に関する資料でも、自らの財政指標を類似団体と比較検討している事例を確認することができる（たとえば松本 2011, 桑名市 2014）。

団体は指標作成時に取り除かれる。ただし、選定団体数/該当団体数の比率は、都市については 97.4%(668/686)、町村については 97.7%(919/941)と非常に高い。よって分析への影響は限定的と考えられる。

⁷ なお、西濱(2007)においては類団指数表が重要であることを前提としたうえで、あえて別の比較対象を設定して財政分析が行われている。

つまり類似団体区分制度は、地方公共団体が「ものさし（ヤードスティック）」として利用するための仕組みとして設計・発展してきており、地方財政の実際においても類似団体区分はものさしとして財政計画に影響を与えていると考えることができる。本論文はこの観点から、この類似団体制度が地方公共団体の歳出決定に対してどのような影響を与えたかという点を考察する。財政学には古くから地方歳出のデータを用いた歳出決定にかかる多くの研究があるが（Facchini 2014）、先行研究との関連で言えば本論文は特にここ 20 年増えてきた、地方歳出の決定における地方政府間の相互依存関係に焦点を当てた文脈に関連する。これまでの研究を整理すると、これら相互依存関係が発生する原因は 3 つのモデルに分けることができる（西川・林 2006）。

第 1 に、地方公共財便益が近隣自治体に波及する結果として自治体間の戦略的な関係が生じる、スピルオーバーモデルがある（Williams 1966, Wildasin 1991, Case et al. 1993）。地方公共財の便益が近隣自治体にも及ぶような場合、近隣自治体はその影響を加味して自身の地方公共財の供給水準を決定するため、自治体間に戦略的な関係が生まれる。スピルオーバーモデルの実証例としては、自治体間の財政競争に関する実証研究の先駆けともいえる Case et al. (1993)、日本においても文化関係の歳出に関し実証研究を行った Akai and Suhara (2013) などを挙げるができる。

第 2 に、資本、企業、住民等のリソースが自治体間で移動することを通じて自治体間に戦略的な関係が発生する、リソースフロー（要素移動）モデルがある（Zodrow and Mieszkowski 1986, Wilson 1986, Wildasin 1988, 1991）。たとえば、資本に対して他の自治体より高い税率をかけると課税標準が他地域に流出し税収を失う結果に陥るため、各自治体は税率をより低く設定する誘因を持つ。あるいはある自治体が福祉を充実させると、それを聞きつけた対象者が流入してしまい財政を圧迫する結果に陥るため、各自治体は福祉水準をより低く設定する誘因を持つ。このような租税競争や福祉競争と呼ばれる現象はこのモデルにより説明される。実証研究例としては、たとえば Brueckner and Saavedra (2001) や Hayashi and Boadway (2001) による租税競争の分析、Dahlberg and Edmark (2008) による福祉競争（底辺への競争）の分析などがある。日本においても、法人事業税を対象とした深澤 (2009) などの研究がある。

第 3 にヤードスティック競争モデルがある。ヤードスティック競争は元々、Shleifer (1985) により規制産業における競争メカニズムとして提起されたが⁸、Salmon (1987) により自治体間の競争にも応用され、Besley and Case (1995) によ

⁸ 規制産業において価格が費用をカバーするように設定される場合、各企業は費用削減の誘因を持たない。Shleifer (1985) は規制者が他企業の費用を元に価格を設定する（ヤードスティック競争を導入する）ことで、より効率的な均衡が得られることを示した。

り有権者をプリンシパル，地方政治家をエージェントとする契約理論の枠組みでモデル化された。Besley and Case (1995) のモデルでは，有権者が他自治体の政策を「ものさし（ヤードスティック）」として投票行動をとることで，レントシーキングの抑制や，レントシーキングを行った政治家の落選などの結果が生じる。また，ヤードスティック競争の発生メカニズムとしては，このような「下からの競争」だけでなく，「上からの競争」も考えられる (Caldeira 2012)。上からの競争モデルでは，中央政府（プリンシパル）が地方政治家（エージェント）のパフォーマンスを評価し，パフォーマンスの良い方に報いることで競争が生じる⁹。ヤードスティック競争モデルについては Besley and Case (1995) を始め，数多くの実証研究が行われてきた¹⁰。

後述するように，本論文ではこのうち特にヤードスティック競争に注目した実証研究を行う。我が国においては，上からの競争メカニズムと下からの競争メカニズムのどちらも機能している可能性がある。まず Caldeira (2012) のモデルは元々，あまり民主主義的でない国における競争メカニズムを記述することを目的としているが，わが国においても中央政府からの政治的圧力を通じた，ある種の上からの競争メカニズムが働いているかもしれない。たとえば財政指数表の存在は，間接的ではあるがまさにそうしたメカニズムの存在を示唆するものである。しかし一方で，わが国においては最終的には民主的プロセスにより政策決定者が選ばれることにも留意が必要であろう¹¹。特に地方分権一括法以降，国を挙げて地方分権が推進されてきた背景もあり，下からの競争メカニズムが働く余地も十分に考えられる。このうちどちらが支配的なのか断定するのは難しいが，ヤードスティック競争が上からであれ下からであれ，理論的に得られる結論は同様であるため¹²，実証的

⁹ また，上からの競争は，たとえば benevolent な政治家（プリンシパル）が利己的な役人（エージェント）のパフォーマンスを比較評価するなどの場合も生じる (Bivand and Szymanski 1997, Revelli and Tovmo 2007)。

¹⁰ たとえば Bivand and Szymanski (1997, 2000), Heyndels and Vuchelen (1998), Boarnet and Glazer (2002), Revelli (2001, 2002, 2006), Revelli and Tovmo (2007), Dubois and Paty (2010), Bartolini and Santolini (2012), Caldeira (2012), Esteller-Moré and Rizzo (2014) など。わが国においても，中澤(2007), 山内(2009), 山下(2011), 別所・宮本(2012), Nishigaki et al.(2012), Nishigaki et al.(2014), 足立・齊藤(2016), 松岡(2016)などの研究がある。

¹¹ わが国における政治的な競争状況について，平成 23 年 4 月執行分統一地方選挙に関する「地方選挙結果調」で確認すると，各地方選挙の競争率（改選定数に対する候補者数の倍率）は市長選については 2.3，町村長選については 1.7，市議選については 1.2，町村議選については 1.1 となっている。また市区長について 17 人，町村長について 58 人が無投票当選となっている。一般に日本の地方政治においては首長の権限が強いとされるが，首長については 2 倍前後の競争が働いている。また，潜在的な対抗馬の参入が想定される状況の下では，結果として現れる競争率が低いように見えても，参入を恐れる政治家に対する規律付けが機能している可能性がある。

¹² Caldeira (2012, p. 882): “Our results are similar to those of Besley and Case, 1995 ~”。

にはこの点の区別はさほど問題とならない¹³。実証研究においてはむしろ、いずれの場合も共通して重要になる、他地域の政策情報の利用可能性への配慮が重要となってくる。

2. 回帰モデルと空間ウェイト

これらの理論モデルに対し、Case et al. (1993) を始めとする実証研究においては、一般に空間計量経済学の手法を用いることで検証が行われる。地方自治体の数を N とし、歳出の相互依存関係を分析する場合を例に考えると、自治体 i の歳出 y_i は他の $N-1$ の自治体の歳出 $\mathbf{y}_{-i} = [y_1, y_2, \dots, y_{i-1}, y_{i+1}, \dots, y_N]'$ を用い、次のように表すことができる。

$$y_i = f(\mathbf{y}_{-i}, \mathbf{x}_i) \quad (1)$$

ここで \mathbf{x}_i は \mathbf{y}_{-i} 以外の y_i に影響を与える要素のベクトルである。さらに線形構造を仮定することで、(1) 式は以下のように再表現される。

$$y_i = \alpha + \sum_{j \neq i}^N \beta_j \cdot y_j + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot x_{ik} + u_i \quad (2)$$

ここで u_i は y_i に影響を与える観測されない要素であり、 α , β_j , γ_k は推定パラメータである。 j は i 以外の自治体を指す。推定パラメータ (β_j) が多すぎるため、一般に (2) 式をそのまま推定することは困難である。近年はモデルに制約を課すことで β_j を推定する試みなどもあるが¹⁴、伝統的なアプローチは β_j が次のような観測可能な空間ウェイト w_{ij} ¹⁵ に一様に比例していると仮定して分析を進めることである。

$$\beta_j = w_{ij} \cdot \rho \quad (3)$$

(3) 式を (2) 式に代入すると以下の (4) 式を得る。(4) 式右辺の $\sum_{j \neq i} w_{ij} y_j$ と

¹³ 推定において多選禁止規定などを用いる場合は関わってくるが、後述するように日本ではそのようなアプローチが難しい。

¹⁴ たとえば Folmer and Oud (2008), Beenstock and Felsenstein (2012), Bhattacharjee and Holly (2013), Bhattacharjee and Jensen-Butler (2013), Ahrens and Bhattacharjee (2015), Bailey et al. (2015)などを参照。

¹⁵ w_{ij} は「空間ウェイト」と呼ばれるが、必ずしも地理的な意味で「空間的」である必要はない。この点は後述する。

左辺の y_i は同時決定的であるため、通常の OLS 推定量は不偏性も一致性も持たない。そこで操作変数法や最尤法を用いることで (4) 式を推定し¹⁶、 ρ の符号及び有意性を検証することが行われてきた。

$$y_i = \alpha + \rho \cdot \left(\sum_{j=1}^N w_{ij} \cdot y_j \right) + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot x_{ik} + u_i \quad (4)$$

その分析において、 w_{ij} は該当の自治体 i が他のどの自治体 j から影響を受けるかと、その影響の程度を規定する極めて重要な要素である¹⁷。一般に、 w_{ij} は次のような基準化処理がされた上で用いられる。

$$w_{ij} = \frac{W_{ij}}{\sum_j W_{ij}} \quad (5)$$

ここで、 W_{ij} は基準化される前のウェイトであり、後述の例のような自治体間の関係性を用いて定義される。また、 w_{ij} を行列としてまとめたものは空間ウェイト行列 \mathbf{W} と呼称される。より具体的には、空間ウェイト行列 \mathbf{W} は行列の $[i, j]$ 番目の要素が w_{ij} で対角要素 (w_{ii}) が 0 の、 $N \times N$ の行列である。基準化により、 \mathbf{W} の各行の要素の和は 1 になる (すなわち、各 i について $\sum_j w_{ij} = 1$)。 \mathbf{W} は地方自治体間の財政相互作用の構造、特に競争相手を規定する。どのような \mathbf{W} が適切かは分析の前提となる競争モデルごとに異なり、その選択は反応関数の推定における重要なポイントとなる。また、異なる \mathbf{W} を用いることで推定結果が変化する可能性があること、 \mathbf{W} の定義を誤ると推定量に問題が生じること (Stetzer 1982, Griffith and Lagona 1998, Stakhovych and Bijmolt 2009, Smith 2009) などに気を付ける必要があるが、実際にはこれは必ずしも簡単なことではないことも指摘されてきた (Harris et al. 2011, Lundberg 2014)。

\mathbf{W} として代表的なものには (i) 隣接ウェイト、(ii) 逆距離ウェイト、および (iii) 社会経済ウェイトの 3 つがある。第 1 の隣接ウェイトは境界が接している場合に

¹⁶ 操作変数法についてはたとえば Kelejian and Prucha(1998, 1999)、最尤法についてはたとえば Ord(1975)、Anselin(1988)、Lee (2004)、Yu et al.(2008)、Lee and Yu(2010a, b)などを参照。

¹⁷ 例として 4 つの自治体からなる世界を考え、 $w_{11} = 0$ 、 $w_{12} = 0.2$ 、 $w_{13} = 0.8$ 、 $w_{14} = 0$ とする。この時、自治体 1 は自治体 2 と 3 の政策からは影響を受けるが、自治体 4 の政策からは影響を受けないという想定である。また、受ける影響の程度でいうと、自治体 2 からよりも自治体 3 からのほうが大きいという想定である。

$W_{ij} = 1$ となり、接していない場合に $W_{ij} = 0$ となるように定義される¹⁸。例として東京都を考えると、東京都は神奈川県、埼玉県、千葉県、山梨県という4つの県と接しているため、これらの都道府県に対してのみ $W_{ij} = 1$ となり、それ以外の県は $W_{ij} = 0$ となる。上述の基準化を加味すると、隣接ウェイトでは東京都はこれらの4県の政策からそれぞれ1/4ずつ影響を受け、他の都道府県の政策からは影響を受けないことを想定していることとなる。

第2の逆距離ウェイトは、自治体間の距離 d_{ij} 、正のパラメータ δ を用い、 $W_{ij} = 1/d_{ij}^\delta$ として表現できる (Murdock et al. 1993, Finney and Yoon 2003, Baicker 2005, Foucault et al. 2008, Caldeira 2012, Akai and Suhara 2013, Costa et al. 2015)¹⁹。したがって逆距離ウェイトを採用するという事は、全ての自治体から影響を受けると考えるが、その影響の度合いは距離が離れるほど小さくなると想定することである。つまり東京都の例で言えば、東京都は依然として距離的に近い4県から相対的に大きな影響を受けるものの、北海道や沖縄県の政策からも多少の影響を受けると想定していることになる。

第3の社会経済ウェイトは、地域の人口構成や所得などの社会経済変数の「近さ」に応じて決定される。例えば、様々な政策においての東京都にとっての「ライバル」としては、たとえば大阪府や愛知県も想定されうる。社会経済ウェイトはこのような発想に基づくウェイトであり、そこでは地理的な近接性ではなく、社会経済的属性の近さを用い、ウェイトが定義される。しばしば利用されるのは Case et al. (1993) による定式化であり、 Q を社会経済変数とした場合、 $W_{ij} = 1/|Q_i - Q_j|$ で定義される。 Q には一般に、(i) 地域所得 (Case et al. 1993, Boarnet and Glazer 2002, Finney and Yoon 2003, Baicker 2005, Caldeira 2012), (ii) 人口 (Rincke 2010), (iii) 人種構成 (Case et al. 1993, Boarnet and Glazer 2002, Baicker 2005), (iv) 移住・通勤 (Figlio et al. 1999, Baicker 2005, Rincke 2010), (v) 党派 (Foucault et al. 2008) などが用いられる。

空間ウェイトの設定は分析の前提とするモデルと整合的でなければならない。たとえば、スピルオーバーモデルでは地方公共財の便益が物理的な意味での近隣自治体にスピルオーバーすることを前提にするため、利用するウェイトも地理的近接性を反映したものでなければならない。実際、救援サービスのスピルオーバーを分析した Hanes (2002) は、距離が決定的に重要なファクターだと議論している。

¹⁸ 隣接行列は多くの研究で空間ウェイト行列として使用されている (Case et al. 1993, Boarnet and Glazer 2002, Revelli 2003, 2006, Baicker 2005, Geys 2006, Revelli and Tovmo 2007, Werck et al. 2008, Nogare and Galizzi 2011, Bartolini and Santolini 2012, Caldeira 2012, Gebremariam et al. 2012, Costa et al. 2015)。

¹⁹ また、閾値 D を設定し、 $d_{ij} < D$ の場合は $W_{ij} = 1/d_{ij}^\delta$ 、そうでない場合は 0 を取るようにウェイトを構成する方法もある (Hanes 2002, Baicker 2005, Solé-Ollé 2006, Gebremariam et al. 2012, Costa et al. 2015)。

またリソースフローモデルを考える場合も、提供される財政的誘引が同等であれば、自治体間の距離とともに移動コストが増加し、資源移動はより生じにくくなるであろう。したがって、この2つのモデルの場合は、地理的情報に基づいて空間ウェイトを構成することが理に適うことになる。

情報の得やすさが重要であるヤードスティック競争モデルの場合も、地理的な近接性は一定の意味を持つ。これは地理的に近い自治体の情報は遠方の自治体の情報よりも容易に流入する可能性があるためである (Revelli 2006, Revelli and Tovmo 2007)。ただし情報が入手しやすい限りにおいて、地理的な距離は必ずしも重要ではないかもしれない。実際、Revelli (2006) は、英国の Social Services Performance Rating (SSPR) に関する研究の中で、同制度の導入により情報が全国ベースで容易に得られるようになったため、財政の相互依存関係において地理的近接性があまり重要ではなくなったことを明らかにしている。また、ヤードスティック競争を前提にする場合、ものさしとしての妥当性という観点も重要となる。地理的な近接性に基づくウェイトの場合、たとえば小さな農村が地方の中核都市を参照しているといったことになりかねず、この点は必ずしも満たされない。この点については、Heyndels and Vuchelen (1998), Dubois and Paty (2010) のような例外はあるものの、基本的にはあまり考慮されてこなかった。

3. ヤードスティック競争と類似団体区分

空間ウェイトを設定した上で (4) を適切に推計し、 ρ が有意に推定されたとしよう。そこでいつも問題になるのは、3ついずれのモデルを前提とした場合にも同様の推定式が導出されるため、結果の背景にどのメカニズムが働いているのかを明確に判別できないことである²⁰。さらにその区別は、単に経済学的な興味の対象というだけでなく、政策的含意の点でも重要である。スピルオーバーが生じている場合、理論的には他の自治体の反応は正負どちらにもなりうるが (Case et.al 1993, Revelli 2005), フリーライドにより地方公共財が最適な水準よりも過小になることが一つの標準的な想定であろう。また、リソースフロー型の財政競争の場合も、資本税率が最適な水準よりも低く設定され、公共財・公共サービスの過小供給が生じるというのが標準的な結論である (Zodrow and Mieszkowski 1986, Wilson 1986)。一方、ヤードスティック競争モデルは、そもそもが政策決定者は必ずしも住民の厚生を最大化するとは限らないという前提に立ち、ヤードスティック競争により無

²⁰ このような問題意識は広く共有されている。例えば Revelli (2005), 山下 (2011) などを参照。

駄な税金・歳出が抑制される可能性を示唆する²¹。もちろん各モデルの前提を変えれば結論も変わるものの²²、総じて、相互依存関係の背景がスピルオーバーや資源移動に求められる場合は補助金や中央政府への権限の委譲、合併などが含意されるのに対し、ヤードスティック競争の場合は地方分権化が含意される傾向があると言えよう。このような違いにより、実証研究においても背景にあるモデルの区別がしばしば関心の対象となってきた。

本論文を構成する各章は、主にヤードスティック競争モデルに基づく実証分析からなる。海外の先行研究では、Besley and Case (1995) や Esteller-Moré and Rizzo (2014) などのように、多選禁止規定制度を利用して、ヤードスティック競争による財政競争を識別しようとしている。これらの実証研究では、次の選挙を考えなくてよい政治家は他自治体の政策水準を考慮する必要がないことに注目し、多選禁止規定に制約されている長がいる自治体の ρ とそうでない自治体の ρ を比較することにより、ヤードスティック競争の存在を識別しようとしている。しかしながら、日本では自治体の長の多選は原則として禁止されておらず、条例で禁止されている自治体も現在のところ存在しないため、この手法を日本の例に適用することは難しい²³。多選の禁止ではなく自粛を条例化している自治体は少数存在するが、当該条例を制定した首長のみ適用される場合も多い²⁴。また、杉並区や中野区のように条例が廃止された事例もあり、拘束力があるとも言い難い。

そこで本論文では前述の類似団体区分制度に着目する。前述の通り、同制度はそもそも日本の地方公共団体間の比較参照を目的とした制度であり、実務においても活用されている。また、地方公共団体は類似団体区分制度と同制度を通じた国による情報拡散によって、地理的距離とは関係なく自らが参照すべき自治体のグル

²¹ Besley and Case (1995) では、ヤードスティック競争が存在することで(悪い)現職政治家の開き直りの行動が誘発され、かえって税率が高くなってしまうケースも例示されている。ただしその場合、現職政治家は確実に落選することになるため、次期の税率期待値は低下する。

²² たとえば Noiset (1995) は、地方公共財とともに地方公共資本を考えた場合に、地方公共資本が過大供給される可能性を指摘している。Edward and Keen (1996) は、政策決定者が住民の厚生とともに自身のレントも考慮するとの前提に立った資本税競争モデルを展開し、その場合協調的な増税が住民厚生を高めるとは限らないことを示した。同様に、Sato (2003) は住民がレントシーキングを行うモデルを用い、自治体数が増えた場合の租税競争の激化とレントシーキングの抑制のトレードオフ関係を明らかにした。Brueckner (2000, 2004) は、資本税競争モデルと Tiebout (1956) モデルを統合し、どちらの効果が優勢になることもありうることをシミュレーションによる分析で示した。Ogawa et al. (2006) は失業を考慮した場合、資本税率が最適水準と比べて過大になる可能性があることを示した。Ihori and Yang (2008) は、地方自治体が地方公共財の供給に加え所得再分配も行うような場合、地方公共財は最適水準で供給される一方、所得再分配の水準が低下することを示した。理論的なサーベイとしては、小川 (2006) や松本 (2006) が参考になる。

²³ 都道府県に関しては神奈川県で 2007 年に制定されているものの、現在のところ施行されていない。

²⁴ 地方自治研究機構 (2021) によれば、2020 年 12 月 1 日現在で 26 の自治体で多選自粛条例が制定されてきたが、そのうち約半数は既に廃止されるか失効している。また、泉佐野市、金沢市、松田町、久慈市及び米沢市など、施行時の長にのみ適用される事例も多い。

ープを把握でき、容易に情報を入手できるようになっている。したがって、自治体間の財政相互作用の構造や競争相手を規定する空間ウェイト行列を、類似団体区分に応じて設定することには、一定の妥当性があると考えられる。

類似団体区分は自治体の属性的距離に応じて区分されており、地理的距離に基づいていない。つまり、類似団体区分を元に空間ウェイトを構成することで、相互依存関係の背景として地理的な近接性が重要なファクターとなるスピルオーバーモデルやリソースフローモデルを排除し、ヤードスティック競争モデルと整合的に実証研究を行うことができる。また同様に、その設計方法上、類似団体区分はものさしとしての妥当性が確保されていることにも注目が必要である。すなわち、地理的に隣り合っているというだけで小さな農村の参照先として中核都市の政策を設定するような、不合理な事態が生じない。つまり類似団体区分を用いることで、前節で議論した問題を回避できるのではないかと考えられるのである。この考えに基づき、本論文の各章では類似団体区分を利用した実証研究を行う。

4. 本論文の構成

本論文は主に以下の3つの章からなる。

まず第2章では「類似団体区分」制度及び「類似団体別市町村財政指数表」制度に着目することで空間ウェイトを定義し、日本の市町村の歳出総額に関する相互作用を研究している。既述の通り、類似団体区分は人口や産業構造が似ている自治体をグループ分けするため、ヤードスティック（ものさし）としての妥当性が確保される。また、理論的前提として地理的な近接性が重要になるスピルオーバーモデルやリソースフローモデルの可能性も限定される。さらに比較対象として標準的な隣接ウェイトや距離ウェイト、類似団体区分と距離区分を組み合わせたウェイトも採用し、誤差項間の相関も考慮したモデルについて、最尤法による推定を行った。推定の結果、同じ類似団体区分に属する自治体間での歳出の相互作用が確認された。さらに本章の分析では複数のウェイトを採用しているため、類似団体ウェイトを用いた場合以外にも複数の結果が得られている。そこで非入れ子型検定による特定モデルの棄却や情報量規準によるモデル選択を行ったところ、一貫して地理的区分を用いたモデルよりも類似団体区分を用いたモデルのほうが優れているという結論を得られた。本章の結果は、類似団体区分制度が意図した通りに財政的競争を促進する方向に機能していること、歳出総額に関する財政的相互作用がヤードスティック競争に端を発しており、他のタイプの競争によるものではないことなどを示唆している。

第3章では、上記の研究が歳出総額しか分析していない点を拡張し、目的別歳出分類に基づく個別の歳出について同様の実証研究を行っている。そこでの分析

の主眼は、対象となる歳出の性質に応じて財政的な相互作用が生じる理由は異なるのではないかということである。たとえば議会費はスピルオーバーやリソースフローの対象となりえず、逆に議員報酬や議員定数の削減が近年しばしば政治的な争点になってきたことに鑑みると、ヤードスティック競争の対象になることは十分に考えられる。たとえば商工費は地域における商工業の発展や観光振興のために使われる歳出であり、その性質にもっとも合致するのは資本の誘致をめぐるリソースフロー型の競争であろう。一方、児童福祉費や老人福祉費は、住民の移動に基づくリソースフロー型の競争の他、模倣などの可能性も古くから指摘されてきた。つまり分析対象となる歳出の性質の違いにより異なるメカニズムが当てはまることが考えられるが、第 2 章の分析は歳出総額に関する平均的な結果の記述に留まっており、個別具体的な分析に至っていない。そこで本章では第 2 章の分析を拡張し、歳出総額ではなく目的別分類に基づく個別の歳出項目を被説明変数として、財政競争に関する実証分析を行っている。推定の結果、議会費についてはヤードスティック競争、商工費についてはリソースフロー型の競争（あるいはヤードスティック競争）、児童福祉費・老人福祉費についてはリソースフロー型の競争（あるいはヤードスティック競争）が示唆された。本章の分析には結果の解釈に曖昧さが残るといった難点が残るものの、歳出項目により自治体間の相互作用が生じる理由が異なりうるということが明らかになった。

第 4 章は地方公務員人件費の決定における自治体間の戦略的関係の実証研究である。公務員人件費には近年住民から厳しい目が注がれており、「他の自治体がどの程度の歳出を行っているか」は、政策決定における「ものさし」として重要である可能性があるが、先行研究ではこの点があまり明示的に取り扱われてこなかった。また、前節で見たように、人件費に関しては類似団体区分制度の進展を通じ、他団体の数値が比較の対象として扱われてきたことは注目に値する。そこで本章では、類似団体区分に基づいて作成される「財政比較分析表」の中で人件費関係の指標が明示されていることを元に、まずは他の章と同様に空間計量経済学に基づく分析を行い、ヤードスティック競争を示唆する結果を得ている。しかしその分析には（1）推定に使われている説明変数が実際に財政比較分析表で公表されている指標の近似になっている（2）情報の普及に関わるタイムラグが十分に考慮されていない、という限界が存在する。具体的には（1）は、財政比較分析表の公表計数とは微妙に異なる定義に基づいて説明変数を構成しているため、推定結果にわずかなバイアスが発生していることである。さらに（2）は、財政比較分析表の公表までにはタイムラグがあるため行動決定時には同時点の指標は参照できないにも関わらず、同時点の戦略的相互作用を分析していることに当たる。そこで本章では、動学的アプローチを採用することでこれら両点の解決を試みている。財政比較分析表の公表にはおよそ 2 年のラグがあるため、2 年前の指標を使用することで

(2)の問題を回避する。さらにこのことにより副次的に同時性を回避しつつ、(1)の問題に対処することができる。一方、モデルを動学的にしたことで現れる問題点については、差分推定した上で系列相関の検定を行うことで対処する。また、検定の結果誤差項に系列相関が認められた場合は、回帰モデルを自己回帰分布ラグモデル（ADLモデル）として再表現した上で、従属変数 y_{it} のラグ値を操作変数として用いることで対処した。推定の結果、人件費関係の指標について、財政比較分析表を元にしたタイムラグを伴う参照行動が確認できた。この結果は財政比較分析表の「ものさし」としての有効性を裏付けるものである。

第 2 章 情報共有とヤードスティック競争-類似団体区分に基づく実証分析²⁵

1. 序論

本章では第 1 章の議論に従い、「類似団体区分」制度や「類似団体別市町村財政指数表」制度が地方自治体間のヤードスティック競争を促しているのではないかという問題意識の元、類似団体区分を利用して空間ウェイト行列 \mathbf{W} を定義することで地方自治体の歳出関数を推定する。また、複数の統計的基準を元にその結果を地理的近接性に基づく \mathbf{W} を用いて推定された結果と比較する。

具体的には以下の通り分析を進める。第 2 節では、反応関数と財政競争の 3 つのモデルについて復習し、ヤードスティック競争の場合に適切な空間ウェイトの条件について議論する。また、その上で財政指数表について解説する。第 3 節では、より具体的な回帰モデル、サンプルと制度的背景、空間ウェイト行列、統制変数などについて議論する。第 4 節は推定結果について議論する。最後に、第 5 節で本研究をまとめる。

2. 空間ウェイトと財政競争のモデル

2.1. 反応関数と空間ウェイト

第 1 章の議論を再掲すると、他の自治体 j の政策の影響を考慮した場合、自治体 i の歳出関数は他の自治体 j の歳出 y_j の関数として、次のように表すことができる。

$$y_i = \alpha + \rho \cdot \left(\sum_{j=1}^N w_{ij} \cdot y_j \right) + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot x_{ik} + u_i \quad (1)$$

²⁵ 本章の内容は、*International Tax and Public Finance* に掲載された林正義氏との共同研究 (Hayashi and Yamamoto (2017) "Information sharing, neighborhood demarcation, and yardstick competition: an empirical analysis of intergovernmental expenditure interaction in Japan" *International Tax and Public Finance* Volume 24, Issue 1, pp.134-163) を元に修正を加えたものである。

(Adapted/Translated by permission from Springer Nature Customer Service Centre GmbH : Springer Nature, *International Tax and Public Finance*, "Information sharing, neighborhood demarcation, and yardstick competition: an empirical analysis of intergovernmental expenditure interaction in Japan", Masayoshi Hayashi and Wataru Yamamoto, Copyright © 2016, Springer Science Business Media New York. <https://doi.org/10.1007/s10797-016-9413-4>)

ここで y_i は自治体 i の歳出、 x_{ik} はその他の説明変数、 u_i は y_i に影響を与える観測されない要素であり、 α 、 ρ 、 γ_k は推定パラメータである。 j は i 以外の自治体を指す。また、 w_{ij} は空間ウェイトであり、さらに w_{ij} を行列としてまとめたものとして、空間ウェイト行列 \mathbf{W} を定義する。具体的には \mathbf{W} は、行列の $[i, j]$ 番目の要素が w_{ij} で対角要素(w_{ii})が0であるように定義された、 $N \times N$ の行列である。空間ウェイト行列 \mathbf{W} は地方自治体間の財政相互作用の構造、特に競争相手を規定する。どのような \mathbf{W} が適切かは分析の前提となる競争モデルごとに異なる可能性があり、その選択は反応関数の推定における重要なポイントとなる。

2.2.財政競争と地理的近接性のモデル

第1章で説明したように自治体歳出の相互依存関係については3つの代替的な理論モデルがある。すなわち、スピルオーバーモデル、リソースフローモデル、ヤードスティック競争モデルであるが、ではそれぞれ \mathbf{W} をどのように定義すべきであろうか。これら3つの財政競争モデルのすべてにおいて、共通して重要と考えられる要素は地理的近接性である。第1に、他の自治体から流入する便益は距離が遠くなるほど小さくなると考えられるため、スピルオーバーモデルにおいて地理的近接性が重要なことは明らかである。第2に、地理的近接性はリソースフローモデルにとっても重要である。個人や企業が最も有利な財政的誘因を提供する地域に移動するとしても、現実的には移動コストは重要なファクターであり、またそれは距離とともに増加すると考えられるためである。第3に、ヤードスティック競争においても地理的な近接性が重要な可能性がある。これは地理的に近い自治体の情報は遠方の自治体の情報よりも容易に流入する可能性があるためである (Revelli 2006, Revelli and Tovmo 2007)。

したがって、先行研究では地理的近接性を利用し、 i と j が地理的に離れるにつれて w_{ij} の値が減少するように \mathbf{W} の構造を定義することが標準的な慣習として行われてきた。しかし、よくよく考えてみると、スピルオーバーモデルやリソースフローモデルにとっては地理的要素は本質的な要因かもしれないが、ヤードスティック競争モデルについては、実は地理的要素は本質的な要因ではないかもしれない。ヤードスティック競争で本当に重要なのは、ある地方自治体の財政パフォーマンスを比較検討する上での他の政府の情報の利用可能性である。つまり地理的近接性はあくまで情報取得に役立つ限りにおいて重要であり、仮に情報の取得にコストがかからず、地理的要因に依存しないのであれば、ヤードスティック競争において地理的要因はその重要性を低下させると考えられる。実際、Revelli (2006)は、英国の Social Services Performance Rating (SSPR) に関する研究の中で、同制度の導入により情報が全国ベースで容易に得られるようになったため、財政相互依存関係において地理的近接性があまり重要ではなくなったことを明らかにしている。

2.3.日本における近隣区分と財政指数表制度

第1章でも議論したように、日本においても類似団体区分制度や「類似団体別市町村財政指数表」（以下では財政指数表と呼称）を通し、このような情報提供が行われている。類似団体区分制度では、まず政令指定都市、中核市、特例市、東京都特別区はそれぞれ単独のグループとして扱う。また、人口 n と第二次産業 (s_2) と第三次産業 (s_3) の労働力人口割合で、上記に含まれない通常の市を 16 グループ、町村を 15 グループに分類する。財政指数表では、このように分類された 35 グループ（類似団体）について、それぞれの財政情報指標を提供することでパフォーマンス比較を促している。財政指数表の公表情報には、たとえば収入（税金、移転、地方債など）、性質別経費（人件費、扶助費、公債費など）、目的別経費（民生費、衛生費、土木費など）などについてのグループ内の一人当たりの平均値、及びその年次変化（昨年値）が含まれる。さらに全体に占める構成比の情報も含まれ、それらはたとえば、財政の硬直性、自給率、公債負担比率などを分析するのにも活用できる。

本章においては、このような情報提供制度がヤードスティック競争を形成するにおいて重要な役割を果たしているとの前提のもと、類似団体区分に基づく空間ウェイトを定義し、同表で比較されている人口一人当たりの歳出合計額に注目して分析を行う。具体的には財政指数表に基づく財政的相互作用を、以下の 1 か 0 どちらかの値を取る空間ウェイト W_{ij} で定義し、空間計量経済学の手法を用いることで分析を進める。

$$W_{ij} = 1 \left[\text{自治体 } i \text{ と } j \text{ が同一の財政指数表グループに属する場合} \right] \quad (2)$$

本章では、(2) 式に基づいて定義された \mathbf{W} と、地理的近接性に基づいて定義された標準的な \mathbf{W} の結果を比較する²⁶。もし (2) 式に基づく \mathbf{W} を用いた結果が地理的近接性に基づく \mathbf{W} を用いた結果よりも優れているとすれば、上述のようにスピルオーバーモデルやリソースフローモデルでは地理的近接性が本質的な役割を果たすため、日本の財政相互作用を形成しているのはヤードスティック競争であることが示唆される。

²⁶ 空間ウェイト行列の詳細については、3.3.空間ウェイト行列を参照。

図 1. 類似団体の分布



©ESRI Japan

注) 6つの類似団体区分について、ESRI ジャパン「全国市区町村界データ」を使用しプロット。

ただし、類似団体内の自治体が地理的にも近接している場合には、そのような結果は結局のところ地理的要素から生じているだけかもしれない。この点を確認するため、いくつかの代表的な財政指数表カテゴリーの「近隣団体」が地理的に近接しているかどうかを日本地図上にプロットした（図 1）。その結果、東京都特別区を除くとこれらの「近隣団体」は地理的な近接性はほとんどなく、まばらな位置にあることを確認できた。

3. 推定手法

3.1. 回帰モデル

推定においては(1)をさらに一般化した、以下の空間自己回帰モデルを考える。

$$y_{it} = \rho \cdot \left(\sum_{j=1}^N w_{ij} \cdot y_{jt} \right) + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot x_{k,it} + \alpha_i + \tau_t + u_{it} \quad (3)$$

ここで、 i と t はそれぞれ市町村と時点を表し、 y_{it} は一人当たりの歳出、 $x_{k,it}$ は K 個のコントロール変数、 α_i は $i = 1, \dots, N$ の市町村固定効果、 τ_t は $t = 1, \dots, T$ の時点効果、 u_{it} は誤差項を表す。固定効果 α_i により市町村の歳出水準に影響を与える観測されない異質性を許容する。 w_{ij} は前述の空間ウェイトである。さらに誤差項にも空間相関があることを想定し、以下の空間自己回帰モデルとして定式化する。

$$u_{it} = \lambda \cdot \sum_{j \neq i} m_{ij} \cdot u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ここで m_{ij} は誤差項に関する空間ウェイトであり、 w_{ij} と同様に定義する。また、 m_{ij} を $[i, j]$ 番目の要素として持ち、対角要素がゼロである $N \times N$ の空間ウェイト行列を \mathbf{M} とする。 w_{ij} と同様に、 m_{ij} は基準化されていない M_{ij} によってまず定義され、その後 $m_{ij} \equiv M_{ij} / \sum_j M_{ij}$ により行方向に基準化されて得られる。これら2種類のウェイト行列を区別するために、以下では \mathbf{W} を相互作用ウェイト、 \mathbf{M} を誤差項ウェイトと呼ぶことにする。

ここで(3)と(4)を組み合わせることで、空間計量経済学で Spatial autoregressive model with autoregressive disturbances (SARAR, あるいは SAC) と呼ばれる表現が

得られる²⁷。

$$y_{it} = \rho \cdot \left(\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{jt} \right) + \sum_k \gamma_k \cdot x_{k,it} + \alpha_i + \tau_t + \lambda \cdot \sum_{j \neq i} m_{ij} \cdot u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (5a)$$

また、(5a) 式は行列を使用することで以下のように表現することもできる（太字は行列を表す）。

$$\mathbf{y}_t = \rho \cdot \mathbf{W} \mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\alpha} + \tau_t \cdot \mathbf{1} + \lambda \cdot \mathbf{M} \mathbf{u}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (5b)$$

ε_t が一定の標準偏差 σ を持つ正規分布に独立かつ同一に従うとすると、(5) 式は Lee and Yu (2010a) による最尤法 (ML) で推定できる²⁸。

3.2. サンプルと制度的背景

推定には日本の市区町村パネルデータを用いる。日本の地方自治体は、学校教育（小学校・中学校）、インフラ整備（計画・建設・維持管理）、社会保障（保育・介護・社会扶助）、消防、公衆衛生、ごみ収集、上水道、下水処理など、さまざまな公共サービスを提供する役割を担っている。これらのサービスや給付の大部分については、中央政府が国の基準を設定しているが、自治体は中央政府が設定した基準を超えて特定のサービスや給付を提供したり、受益者の範囲を拡大したりする裁量の余地を持っている。財政指数表制度と財政的裁量を考慮すると、これは政府間相互作用を検証するのに適したデータだと考えられる。

また、税率などの歳入面についても、限界的には自治体に裁量の余地がある。市町村の財源は、地方税（34.1%）、地方交付税（15.6%）、国庫支出金（14.9%）、地方債（9.6%）などから成り立っているが、このうち地方税収の大半は住民税と固定資産税である（市町村税収入額の 87%）²⁹。地方税法では、土地・住宅・償却資産にかかる固定資産税、個人・法人所得にかかる住民税など、自治体が徴収できる

²⁷ 第 1 章の(1)式で表されているように、ここで依拠している理論モデルは、 y_{-i} には依存しても y_{-i} に影響するコントロール変数 $x_{k,j}$ ($\forall k$ and $j \neq i$)には依存しない想定である。よってここでは、他の自治体のコントロール変数の加重値 $\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot x_{k,i}$ ($\forall k$)を説明変数として使用する、いわゆる空間的ダービンモデル(SDM)は採用しない。

²⁸ Lee and Yu (2010a) が "transformation approach" と呼ぶ手法を採用している。また、使用するデータはいわゆる横方面に長く縦に短い (Large N, Small T) データであるため、本章の分析は T が固定されている場合の漸近法に依拠している。推定には Belotti et al. (2014) によって導入された空間パネルデータモデル推定のための Stata モジュールである XSMLE を使用した。また、空間ウェイトの作成には Drukker et al. (2013) を利用した。

²⁹ 各数値は平成 24 年度版地方財政白書より(平成 22 年度決算値)。

税金が定められており、標準税率も定められているものの、標準税率以外での課税も可能である。たとえば法人所得に対する住民税の税率には上限（制限税率）があるが、住民税の大半を占める個人所得に対する住民税には制限税率がない。また、固定資産税にはかつて 2.1% という制限税率が設けられていたが、2004 年度の改正で廃止された。あるいは、中央政府による財政的なペナルティを受ける可能性はあるものの、地方自治体は標準税率を下回る税率での課税も可能である。

より具体的には、使用するデータは、2008 年度（平成 20 年度）から 2010 年度（平成 22 年度）までの 3 年間の 1,637 市区町村のデータである³⁰。この期間を選じた理由は以下の通りである。第 1 に、国の所得税から個人住民税への税源移譲（2007 年）や、固定資産税の制限税率の廃止が完了した 2004 年度より後の時期であることが挙げられる。第 2 に、中央政府はこの間、類似団体区分の分類基準を変更していない。これは以下で議論する \mathbf{W} の外生性を維持するために重要である。

3.3.空間ウェイト行列

本章の分析では、(2) 式で定義した財政指数表に基づく相互作用行列 \mathbf{W} (FM と呼称) の効果に焦点を当てつつも、他の代替的な空間ウェイト行列も同時に検討する。文脈における最も標準的な空間ウェイト行列は、自治体 i と j の間の物理的な距離 d_{ij} が増加するにつれて w_{ij} または m_{ij} の値が減少するような、地理的近接性ベースの行列である。このような行列には大きく分けて 2 つのタイプがある。1 つは隣接行列（以下 CG と呼称）であり、 i が j と境界線を共有している場合に 1 を取り、そうでない場合には 0 を取るように W_{ij} 及び M_{ij} が定式化される。もう一つは逆距離行列（以下 ID と呼称）であり、ここでは W_{ij} および M_{ij} が $W_{ij}(M_{ij}) = 1/d_{ij}$ で計算される。空間的誤差項の過程が隣接地域の測定誤差に起因する場合³¹、これらの距離ベースの行列はモデルによりよく適合すると考えられる。本章ではこれら両方を考慮する。具体的には、CG（隣接ウェイト）の作成には、株式会社 ESRI ジャパンが提供している「全国市区町村界データ」³²と同社の GIS ソフトウェアである ArcGIS を用いた。ID（逆距離ウェイト）の作成には、国土地理院「都道府県及び市区町村の東西南北端点の経度緯度」の役所の緯度経度の情報を元に計算した。次節では、これらの地理的近接性ベースの空間ウェイトに基づく結果と FM（類似団体区分）に基づく結果を比較検討する。

³⁰ 2010 年度末の市区町村数は 1,750 となっている。しかし 2008 年度から 2010 年度までの市町村合併が 96 件であり、これら合併により消滅した自治体はサンプルから除外している。また、地理的に隣り合っていない 51 市町村を除外した。さらに、2010 年度末(2011 年 3 月)に発生した東日本大震災で被災した 10 市町村と、昇格などの理由により市町村種別を変更した 6 市町村を除外している。これらの除外により、横方向のサンプルサイズ N は 1637 となった。

³¹ Anselin(1988)を参照。

³² 「全国市区町村界データ」は、国土交通省「国土数値情報：行政区域(面)データ」及び、総務省「平成 22 年国勢調査データ(人口速報集計結果)」から、ESRI ジャパンが加工・編集したデータである。

空間回帰モデルの推定では、一般的に空間ウェイトの外生性が仮定される。しかし、地理的近接性ベースのウェイトを用いる場合と異なり、ウェイトが「社会経済的距離」に基づく場合には、そのような外生性を仮定するのは妥当でないかもしれない (Anselin and Bera 1998)。たとえば Case et al. (1993) のように、地域所得などの社会経済変数を用いてウェイトを定義する場合、従属変数である地域の公共支出がそのような社会経済変数に影響を与える可能性が高いため、ウェイトは内生的なものになるかもしれない³³。

FM は類似団体区分に基づくウェイトであり、2.3 節で議論したように、結果として自治体の種類、自治体人口 (n)、自治体の産業構成 (s_2, s_3) に依存している。よって、従属変数である歳出と FM との間の産業構成を通じた逆の因果関係の可能性を考慮する必要がある。しかし実際には、財政指数表が用いた n, s_2, s_3 のデータは、本研究が利用する 3 会計年度 (2008 - 2010 年度) では一定であった。これは財政指数表が 5 年ごとに実施される最新の国勢調査から n, s_2, s_3 のデータを入手しており、この 3 年度は平成 17 年国勢調査の値を用いて自治体を区分しているためである。このため、ウェイト行列の内生性は大きな問題ではないと考えられる。

³³ なお、内生的ウェイトに関連の問題を考慮した方法が提供され始めたのは比較的最近のことである (Kelejian and Piras 2014, Bhattacharjee et al. 2015, Qu and Lee 2015)。

表 1. 記述統計量

変数	Year(s)	Mean	S.D.	Min.	Max.	Obs.	単位
一人当たり歳出	All	55.0	34.9	19.6	359.6	4,911	万円
	2008	50.6	30.1	19.6	338.0	1,637	
	2009	56.3	36.0	20.9	358.8	1,637	
	2010	58.2	37.8	22.4	359.6	1,637	
一人当たり所得	All	114.8	38.0	45.4	670.0	4,911	万円
	2008	118.6	40.1	45.4	670.0	1,637	
	2009	116.5	38.5	45.7	632.1	1,637	
	2010	109.2	34.6	45.6	548.0	1,637	
一人当たり地方交付税	All	19.5	20.7	0.0	167.1	4,911	万円
	2008	18.4	19.7	0.0	155.6	1,637	
	2009	19.2	20.4	0.0	160.3	1,637	
	2010	20.9	21.8	0.0	167.1	1,637	
人口	All	71.3	181.1	0.5	3,620.6	4,911	千人
	2008	71.2	180.4	0.5	3,585.8	1,637	
	2009	71.3	181.2	0.5	3,606.0	1,637	
	2010	71.3	181.8	0.5	3,620.6	1,637	
面積	All	210.8	242.8	3.5	2,177.7	4,911	km ²
	2008	210.7	242.8	3.5	2,177.7	1,637	
	2009	210.8	242.8	3.5	2,177.7	1,637	
	2010	210.9	242.9	3.5	2,177.7	1,637	
若年者比率	All	12.8	2.2	3.7	21.8	4,911	%
	2008	12.9	2.2	4.6	21.8	1,637	
	2009	12.8	2.2	4.0	21.4	1,637	
	2010	12.6	2.3	3.7	21.4	1,637	
高齢者比率	All	26.8	6.8	10.7	56.9	4,911	%
	2008	26.3	6.8	10.7	55.2	1,637	
	2009	26.9	6.8	11.3	56.5	1,637	
	2010	27.4	6.8	11.8	56.9	1,637	

データソース：市町村歳出，地方交付税は、「市町村別決算状況調」より，所得，面積は「統計でみる市区町村のすがた」より，人口，若年者比率，高齢者比率は「住民基本台帳年齢別人口」より入手。

3.4. 統制変数と記述統計量

表 1 は推定に使用した変数の記述統計量を示している。金額単位の変数はすべて一人当たり、かつ一万円単位である。従属変数には人口一人当たりの歳出総額を用いる。地方歳出の標準的な理論モデル (Bergstrom and Goodman 1973) に基づいて、(i) (一人当たり) 所得と (ii) (一人当たり) 地方交付税を統制変数に含める。その他の統制変数としては、(iii) 人口、(iv) 市町村の面積、(v) 15 歳未満の人口比率 (若年者比率)、(vi) 65 歳以上の人口比率 (高齢者比率) を用いる。これらの変数の選択には疑問の余地は少ないと思われる³⁴。人口と面積は規模の経済及び混雑効果の影響を統制するために含める。また、住民の年齢構成が異なる地方自治体は、公共サービスに対する需要が異なる可能性があるため、若年者比率と高齢者比率を含める。自治体の固定効果 α_i は、時点によって変化しない各自治体に固有の要因を考慮している。一方、時点効果 τ_t は、ある年にすべての自治体に等しく影響を与えるような不特定の要因を統制する。そのような変化には、たとえば中央補助金の補助率の変化なども含まれる。

4. 推定結果

本節では、財政指数表が提供する情報が自治体間の相互作用を形成するかを確かめるために、 \mathbf{W} と \mathbf{M} を様々に組み合わせて (5) 式を推定する。表 2 は空間ウェイト行列 \mathbf{W} と \mathbf{M} の 9 つの組み合わせについての結果を示したものである。上段のモデルの名称はウェイトの組み合わせを示しており、具体的には最初のアルファベットが \mathbf{W} として何を使用したか、2 番目のアルファベットが \mathbf{M} として何を使用したかを表す。たとえば Model FI なら \mathbf{W} として FM (類似団体ウェイト)、 \mathbf{M} として ID (逆距離ウェイト) を使用した場合の推定結果である。同様に C は CG (隣接ウェイト) を表しており、たとえば Model CI なら \mathbf{W} として CG (隣接ウェイト)、 \mathbf{M} として ID (逆距離ウェイト) を使用した場合の推定結果である。他も同様であり、以下この記法に基づいて議論を進める。

³⁴ たとえば、この分野における代表的な研究である Case et al. (1993) も同様の変数を使用している。

表 2. 推定結果

	Model FI	Model FC	Model FF	Model II	Model IC	Model IF	Model CI	Model CC	Model CF
W: 相互作用ウェイト	FM	FM	FM	ID	ID	ID	CG	CG	CG
M: 誤差項ウェイト	ID	CG	FM	ID	CG	FM	ID	CG	FM
財政相互作用 (ρ)	0.439** (0.038)	0.437** (0.038)	0.434** (0.051)	0.596** (0.143)	0.641** (0.126)	0.582** (0.125)	0.081** (0.027)	0.456** (0.035)	0.093** (0.022)
誤差項相互作用 (λ)	0.708** (0.137)	0.072** (0.025)	0.035 (0.122)	0.511** (0.187)	0.045 (0.026)	0.510** (0.048)	0.567** (0.189)	-0.457** (0.051)	0.515** (0.047)
一人当たり所得	0.062 (0.033)	0.071* (0.032)	0.070* (0.032)	0.070* (0.034)	0.061 (0.033)	0.067* (0.033)	0.092** (0.033)	0.034 (0.025)	0.095** (0.033)
一人当たり地方交付税	1.768** (0.126)	1.774** (0.125)	1.809** (0.127)	2.356** (0.115)	2.335** (0.113)	1.845** (0.138)	2.398** (0.114)	1.925** (0.112)	1.892** (0.136)
人口	0.111 (0.135)	0.096 (0.133)	0.093 (0.135)	0.207 (0.138)	0.218 (0.136)	0.078 (0.158)	0.166 (0.137)	0.236* (0.110)	0.013 (0.157)
面積	-0.054 (0.088)	-0.060 (0.090)	-0.066 (0.088)	-0.070 (0.090)	-0.071 (0.090)	-0.049 (0.088)	-0.075 (0.090)	-0.072 (0.070)	-0.061 (0.088)
若年者比率	-1.138 (0.805)	-0.990 (0.798)	-0.829 (0.791)	-1.248 (0.815)	-1.211 (0.808)	-1.254 (0.801)	-1.178 (0.818)	-0.657 (0.700)	-1.052 (0.800)
高齢者比率	-0.570 (0.542)	-0.581 (0.518)	-0.622 (0.511)	-1.132* (0.540)	-1.044* (0.519)	-0.936 (0.525)	-1.174* (0.543)	-0.819* (0.399)	-0.925 (0.525)
Log Likelihood	-11,227	-11,232	-11,236	-11,278	-11,280	-11,243	-11,280	-11,261	-11,244
AIC	22,476	22,486	22,494	22,578	22,581	22,508	22,581	22,544	22,511
BIC	22,543	22,553	22,561	22,645	22,648	22,575	22,648	22,611	22,578
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ (ii) FM, ID, CG はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイトを指す。 (iii) 括弧内は標準誤差。 (iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

4.1. 反応関数の傾き

主要な係数は財政相互作用項 $\mathbf{W}y$ の係数 ρ であり、これは自治体が歳出を設定する際の反応関数の傾きを表す。表 2 の 9 つのモデルすべてについてその推定値は正で統計的に有意であり、これは次のような理由で予想通りと言える。第 1 に、ヤードスティック競争による理論的な予測は正の傾きに矛盾しない。まず Besley and Case (1995) のモデルは、ヤードスティック競争下では競争相手と同じ方向に政策を変更する模倣行動が起きうることを予測する。また、Caldeira (2012) はそれが税だけでなく、歳出の場合にも拡張できることを示した。第 2 に、歳出競争に関する研究の多くは正の傾きを推定しているため、先行研究との関連でもこれは標準的な結果である³⁵。いくつかの研究では負の傾きを発見することもあるが、そのようなケースは従属変数としてレスキュー (Hanes 2002)、図書館 (Finney and Yoon 2003)、文化サービス (Lundberg 2006, Akai and Suhara 2013) などの (スピルオーバーが疑われる) 特定の公共サービスを採用した、便益のスピルオーバー・モデルに基づく研究となっている。

4.2. 異なるウェイト間での比較

本章の研究目的は、FM を用いたモデルと ID や CG を用いたモデルの比較検証であるが、9 つのモデルについて ρ はいずれも正で統計的に有意な値を示しているため、単純に統計的有意性だけを考えると結果に差はない。ただし統計的有意性はあくまで $\rho = 0$ という仮説を検証しているにすぎないことに注意が必要である。つまり、すべてのケースで有意になっているからと言って、すべてのモデルが同様に尤もらしい結果だというわけではない。さらに \mathbf{W} の選択を誤っている場合、モデルの推定値は ρ の真の値とは異なる非ゼロの値に収束しているかもしれない。実際、MacKinnon (1983) が主張するように、一見妥当に見える回帰モデルが、より詳細に調査すると誤解を招くものだったことが判明することもある。そこで以下では、ロバストネスチェックと仮想的な非入れ子型仮説検定、さらに情報量規準と尤度支配基準を使用することによって、表 2 のモデルをより詳細に検討する。

4.2.1 財政相互作用の係数推定値のロバストネスチェック

ロバストネスチェックは、回帰式の特定化を何らかの形で修正したときに、関心のある係数推定値がどのように振舞うかを検証することである (Lu and White 2014)。仮に推定値がモデルの修正に敏感な場合、モデルの特定化の誤りを疑う余地がある (Leamer 1983)。本研究でのロバストネスチェックは、与えられた \mathbf{W} の

³⁵ Case et al. (1993), Bivand and Szymanski (2000), Boarnet and Glazer (2002), Revelli (2003), Baicker (2005), Dahlberg and Edmark (2008), Foucault et al. (2008), Werck et al. (2008), Ermini and Santolini (2010), Rincke (2010), Nogare and Galizzi (2011), Bartolini and Santolini (2012), Costa et al. (2015) などを参照のこと。租税競争に関する多くの実証研究でも類似の結果が得られているが、Chirinko and Wilson (2017) は負の反応を報告している。

選択に基づく ρ の推定値が、異なる \mathbf{M} の選択に対してどのように変化するかを検証することで行う。先行研究では、誤差項の空間相関を考慮せずにモデルを推定した場合、実際には政策的な相互作用がないにもかかわらず、誤った印象を与える結果が生じる可能性があることが指摘されてきた (Case et al. 1993, Brueckner 1998, Brueckner and Saavedra 2001, Revelli 2001)。この推論を推し進めると、正しい \mathbf{W} を使用した場合、誤差項に関する空間ウェイトの選択が異なっても (すなわち、異なる \mathbf{M} であっても) ρ の推定値はあまり変わらないと主張できるかもしれない。

表 2 から分かるように、ロバストネスチェックの結果は \mathbf{W} として FM を使用することを支持する。 \mathbf{W} として FM を使用したモデル (FI, FC, FF) では、推定値はどの \mathbf{M} に対しても非常に安定しており、 ρ は小数点第 3 位でしか変わらない (0.439, 0.437, 0.434)。対照的に \mathbf{W} として CG を使用したモデル (CI, CC, CF) は、その推定値が大きく変化してしまい (0.081, 0.456, 0.093)、頑健とは言い難い。 \mathbf{W} として ID を使用したモデル (II, IC, IF) の推定値は、CG を使用したモデルほどは変動しないが (0.596, 0.641, 0.582)、FM を使用したモデルほどは安定していない。以上より、 \mathbf{W} として FM を用いた場合に最もロバストな結果が出ていると言えそうである。

4.2.2 仮想的な非入れ子型仮説検定

9 つのモデルはいずれも入れ子型の構造になっていない³⁶。したがって、表 2 の 9 つのモデルを評価するには、非入れ子型仮説検定 (たとえば、MacKinnon 1983, 1992, Pesaran and Weeks 2003) を利用しなければならない。一般的に非入れ子型仮説検定は、2 つの競合するモデルを人為的に入れ子にして複合モデルにすることからスタートする。 ϕ 、 γ をそれぞれのパラメータとし、 $f(\phi)$ と $h(\gamma)$ を入れ子型になっていない 2 つのモデルとしたとき、複合モデルは加重パラメータである θ を用いることで次のように表現できる。

$$y_{it} = (1 - \theta) \cdot f(\phi) + \theta \cdot h(\gamma) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

この複合モデルでは、2 つのモデルのいずれもその制限されたケースとして表現できる。よって概念上は (6) 式に制約 $\theta = 0$ を課すことで、 $y = f(\phi) + \varepsilon$ を検定することができる。しかし残念ながら、 θ 、 ϕ 、 γ を個別に識別できないため、実際に

³⁶ モデルが入れ子型の構造を持つ (nested である) とは、片方のモデルのパラメータがもう片方のモデルのパラメータの部分集合であるような場合である。たとえば本章の分析の主な説明変数である $\mathbf{W}y_t$ は、 \mathbf{W} が異なれば異なる変数である。よってそのパラメータである ρ も (説明の便宜上同じ記号で表してはいるが) 本質的には異なるパラメータである。よって各モデルは入れ子型の構造になっていない。

は(6)式は推定できない。この難点を克服するための標準的な方法の1つはJ検定を採用することであり、これは、検定されていない方のモデルのパラメータをそれらの一致推定値で置き換えるものである(Davidson and MacKinnon 1981)³⁷。近年は、様々な空間モデルを検討するのに適したものとなるよう、J検定が拡張されてきた(Kelejian 2008, Burridge and Fingleton 2010, Kelejian and Piras 2011, 2015, Burridge 2012)。

しかし、(6)式を実際に推定しなくても、9つのモデルの部分集合を棄却することで、考慮すべきモデルの範囲を狭めることができるかもしれない。これは、9つのモデルの個々の対数尤度を比較するだけの、次のような「仮想的な」非入れ子型仮説検定によって行うことができる。まず、(6)式のように表2のモデルのペアを複合モデルとして人為的に入れ子にし、より一般的なモデルとした場合、その対数尤度 L は常にどちらのモデルの対数尤度値よりもさらに大きい値を取る。モデル i の対数尤度を L_i として表現すると、表2では L_{FI} が9つのモデルの中で最大の値を取っているため、これは $L > L_{FI}$ を意味する。ここで以下を考える、

$$LR_{FI,j} = 2 \cdot (L_{FI} - L_j)$$

ここで j はモデルFI以外の8つのモデルのそれぞれを表す。本当に検定したい尤度比検定の検定統計量は $2 \cdot (L - L_j)$ であるが、(6)式を実際に推定できない以上これを直接計算することはできない。しかし $L > L_{FI}$ なのだから、ある有意水準の下で $LR_{FI,j} > \chi^2(q)$ であれば³⁸、 $2 \cdot (L - L_j)$ が直接計算できずとも尤度比検定がその有意水準でモデル j を棄却することを示すことができる。これがここでいうところの仮想的な非入れ子型検定である。表2から、 $LR_{FI,FC} = 10$ 、 $LR_{FI,FF} = 18$ 、 $LR_{FI,II} = 102$ 、 $LR_{FI,IC} = 106$ 、 $LR_{FI,IF} = 32$ 、 $LR_{FI,CI} = 106$ 、 $LR_{FI,CC} = 68$ 、 $LR_{FI,CC} = 34$ であることが分かる。0.05%有意水準では³⁹、 \mathbf{W} にFMを使用しない6つのモデルすべてを棄却できるが、モデルFCとモデルFFはいずれも棄却できない⁴⁰。モデルの棄却は、そのモデルの欠点(Pesaran and Weeks 2003)や特定化の誤り(MacKinnon 1983, 1992)を示唆するものであるため、この議論に従い、考慮すべきモデルをモデルFI、モデルFC、モデルFFに絞りこむことができたと言っても差し支えないと思われる。

³⁷ 異なる \mathbf{W} を持つモデルを評価するためにJ検定を利用した初期の研究として、Anselin (1984, 1986)がある。

³⁸ q は(6)式のモデルと個々のモデルのパラメータ数の差である。なお、 θ もパラメータの一つである。

³⁹ $\chi^2(11)$ の臨界値は、有意水準=0.10, 0.05, 0.01でそれぞれ17.3, 19.7, および24.7である。

⁴⁰ 検定が「仮想的」であることの難点は、 L が実際に得られる場合には棄却できるモデルが、棄却できない可能性があることである。すなわちその意味でこれは「保守的な」検定となっている。

4.2.3 情報量規準と尤度支配基準

非入れ子型仮説検定では、検討中のすべてのモデルを棄却、あるいは受容してしまう可能性がある。またこの場合、もし L の値を実際に得られるのであれば FI, FC, FF の中でさらにモデルを絞りこめる可能性もあるが、上述のように L_{FI} で代替した仮想的な検定であるため、保守的な判断になっていることにも留意する必要がある。そこでここでは代替案として、モデル選択の手法を使うことで生き残ったモデルの中から「ベスト」なモデルを見つけることを考える。Granger et al. (1995) は、モデル選択のために赤池情報量規準 (AIC) やベイズ情報量規準 (BIC) などの情報量規準を使用することを推奨している。実際に、空間計量経済学の応用研究でも、代替的な空間ウェイトを持つ複数のモデルを評価するために AIC が利用されてきた (Leenders 2002, Getis and Aldstadt 2004, Stakhovych and Bijmolt 2009)。

さらに、これらの基準に加えて Pollak and Wales (1991) は、上述の非入れ子型仮説検定を拡張した尤度支配基準 (likelihood dominance criterion LDC) と呼ばれるものを提案している。彼ら是对数尤度の値とパラメータの数を見ることによって、両方のモデルを棄却または受容する可能性を排除しながら、受容されたモデルと棄却されたモデルを識別できることを示している⁴¹。特に、2つのモデルが同じ数のパラメータを持つ場合、非入れ子型仮説検定は常に対数尤度の値が大きい方のモデルを受容し、値が小さい方のモデルを棄却する。このように LDC による順序付けは、パラメータの数が各モデルで同じであれば、常に対数尤度が最も高いモデルを優先する。モンテカルロ法による研究では、真のモデルを選択する際に、LDC が非入れ子型仮説検定よりも優れていることも示されている (Saha et al. 1994)。

そこで、表 2 の 9 つのモデルを比較するために、AIC, BIC, LDC (対数尤度) を使用する。これら 3 つの基準は同じ順序に帰結し、**W** に FM を持つ 3 つのモデルが優勢である。そこで、**W** として FM, **M** として ID を用いた FI をモデル選択による結果として結論付ける。

4.3. 追加検証 I. 類似団体内での距離の効果

これらの診断結果から、表 2 の 9 つのモデルの中で、**W** として FM, **M** として ID を使用した、モデル FI が最も優れたモデルであるという結論が得られた。この結果は、財政指数表が競争の対象となる近隣団体を明確にし、それらの財政情報を提供することで、ヤードスティック競争を促進する役割を果たしている可能性を示唆する。また、逆距離 (ID) ウェイトが誤差ウェイトに適しているという点は、隣接する観測単位間に共通する測定誤差が誤差項の空間相関の要因となっているという見解と整合的である。

⁴¹ 評価すべきモデルが入れ子型でない場合、LDC を用いたモデル選択は、非入れ子型仮説検定によるある種のランキングと解釈することができる。

しかし、財政指数表が財政競争において根源的な役割を果たしているとしても、グループ内での効果を区別する上で地理的近接性が 2 次的な役割を果たしていることはありえるだろう。特に同じ財政指数表グループの中でも、立地が近い自治体ほど、相手の政策に注意を払っていると考えるのは自然な発想ではないかと思われる。そこで、財政指数表グループと地理的近接性の両方の指標を含む \mathbf{W} のハイブリッド空間ウェイト行列を検討する。一般的に、ハイブリッド空間ウェイト行列における 2 値的（すなわち、1 か 0 を取る）要素は 1 次効果に関係し、調整要素は 2 次効果に関係する。なぜなら後者は、前者が 0 でない場合にのみ影響するからである⁴²。FM 行列の 2 値要素を地理的近接性の指標で調整することで、同じ財政指数表グループ内の自治体内の地理的近接性による 2 次効果を捕捉することができる。具体的には以下のように (2) の基準化されていない要素に i と j の間の地理的近接性の指標 ϕ_{ij} を掛け合わせることで、ハイブリッド・ウェイトを定義する。

$$W_{ij} = 1 \left[\text{自治体 } i \text{ と } j \text{ が同一の財政指数表グループに属する場合} \right] \times \phi_{ij} \quad (7)$$

ϕ_{ij} の候補としては距離の逆数と隣接性が考えられるが、本章の利用データでは図 1 の通りグループ内で隣接する自治体が少ないため、ここでは距離の逆数 $\phi_{ij} = 1/d_{ij}$ を用いることとする。

表 3 は、 \mathbf{W} としてハイブリッドウェイト行列 (HB)、 \mathbf{M} としてそれぞれ ID, CG, FM, HB を用いたモデル HI, HC, HF, HH に関する推定結果である。さらに議論の完全性のため、この表には表 2 では行っていない \mathbf{W} に ID, CG, FM を使用し、 \mathbf{M} に HB を使用した場合の推定結果 (IH, CH, FH) も含めている。よって表 2 には 9 つのモデル、表 3 には 7 つのモデル、合計 16 のモデルがある。

⁴² いくつかの先行研究では、実際にハイブリッドウェイト行列が採用されている。ハイブリッドウェイト行列は特に、地理的近接性によって定義されたウェイトを洗練させるために用いられることが多い。たとえば Rincke (2010) は、通勤パターンで隣接行列を調整している。また、人口関係の変数を用いて調整が行われることもある (Werck et al. 2008, Nogare and Galizzi 2011, Akai and Suhara 2013)。これらのハイブリッドウェイトは、地理的近接性の影響を考慮した上で、調整要因 (通勤パターンや人口特性) の効果を捉えているとみなすことができる。

表 3. 推定結果 (ハイブリッドウェイト)

	Model HI	Model HC	Model HF	Model HH	Model FH	Model IH	Model CH
W: 相互作用ウェイト	HB	HB	HB	HB	FM	ID	CG
M: 誤差項ウェイト	ID	CG	FM	HB	HB	HB	HB
財政相互作用 (ρ)	0.389** (0.032)	0.402** (0.032)	0.377** (0.039)	0.434** (0.045)	0.368** (0.048)	0.448** (0.146)	0.038 (0.025)
誤差項相互作用 (λ)	0.300 (0.204)	0.001 (0.026)	0.119 (0.105)	-0.067 (0.076)	0.263** (0.044)	0.392** (0.039)	0.404** (0.040)
一人当たり所得	0.069* (0.032)	0.068* (0.031)	0.074* (0.032)	0.062* (0.031)	0.084* (0.033)	0.086* (0.034)	0.105** (0.034)
一人当たり地方交付税	1.833** (0.119)	1.822** (0.118)	1.826** (0.120)	1.780** (0.126)	1.822** (0.128)	2.003** (0.132)	2.051** (0.132)
人口	0.115 (0.132)	0.111 (0.130)	0.088 (0.138)	0.116 (0.125)	0.065 (0.152)	0.105 (0.165)	0.049 (0.165)
面積	-0.063 (0.087)	-0.067 (0.087)	-0.065 (0.087)	-0.066 (0.086)	-0.066 (0.089)	-0.066 (0.090)	-0.073 (0.090)
若年者比率	-1.128 (0.792)	-1.037 (0.784)	-1.055 (0.786)	-0.969 (0.780)	-1.141 (0.801)	-1.386 (0.808)	-1.308 (0.808)
高齢者比率	-0.549 (0.516)	-0.536 (0.499)	-0.597 (0.508)	-0.508 (0.490)	-0.591 (0.533)	-0.759 (0.549)	-0.783 (0.550)
Log Likelihood	-11,217	-11,218	-11,218	-11,218	-11,219	-11,236	-11,240
AIC	22,457	22,459	22,458	22,458	22,461	22,495	22,501
BIC	22,524	22,526	22,525	22,525	22,528	22,562	22,568
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

これら 16 のモデルの中から最良のモデルを見つけるための診断を、上と同様の方法で行うこととする。まず、財政相互作用の係数 ρ のロバストネスチェックを行うと、HB が **W** として FM と同じくらい良い候補であることが分かる。具体的には **W** として HB を持つモデルは、**M** としていずれのウェイトを用いても安定した推定値 ρ が得られる (0.389, 0.402, 0.377, および 0.434)。さらに表 3 ではモデル FH が加わったことを加味して考えると ($\rho = 0.368$)、**W** として FM を使うか HB を使うかには、ロバストネスの観点からは大きな差はないと言えそうである。

第 2 に、非入れ子型仮説検定では、**W** として HB を持つ 4 つのモデル (HI, HC, HF, および HH) と、**W** として FM を持ち、かつ **M** として HB を持つモデル (FH) が生き残る。これらはすべて対数尤度の値がほぼ同じ (HI は-11,217, HC, HF, および HHH は-11,218, FH は-11,219) であるため、4 つのモデルを効果的に区別することはできないものの、モデル HI は 16 のモデルの中で最大の対数尤度値を持ち、それは **W** として HB を持つモデルとモデル FH を除く他のすべてのモデルを棄却するのに十分な大きさである。また、モデル FH も **W** として FM, **M** として HB を持っており、財政的相互作用において財政指数表が重要な役割を果たしていることを示していることに変わりはない。

第 3 に、16 のモデルを AIC, BIC, LDC で比較すると、AIC, BIC はともにモデル HI を選択している。5 つのモデルの対数尤度の値はほぼ同じである点に留意が必要ではあるものの、LDC でもモデル HI が選択されている。

表 2 の 9 つのモデルの中ではモデル FI が最も優れたモデルであることが示唆されていたが、追加検証ではモデル HI が 16 のモデルの中で最も優れたモデルであることが示唆されている。このモデルは、財政相互作用 **W** にはハイブリッド空間ウェイト行列 (HB), 誤差項の相互作用 **M** としては逆距離行列 (ID) を持つ。このことは、財政指数表が自治体間のヤードスティック競争を促進するための主要な手段として機能している一方で、与えられた財政指数表グループ内では、より近くに位置する自治体の方が他の自治体よりも大きな影響力を発揮していることを示唆している。同時に、誤差項の相互作用は地理的近接性に起因する測定誤差であることも示唆される。

4.4.追加検証 II.地域別の時点効果

これまで述べてきたように、財政相互作用に関する実証研究を行う場合、空間的な誤差項の相互作用を考慮せずにモデルを推定すると、実際には財政相互作用が発生していない場合でも誤った結論を導きだしてしまう恐れがある。多くの先行研究でこれに対して標準的に行われてきた対処法は、誤差項の相互依存関係を (4) 式、つまり単一の空間自己回帰パラメータ λ と空間ウェイト行列 **M** で表現することである。

一方で Baily et al. (2015) は、このような特定化を「空間モデル (spatial model)」

と呼び、(より一般的な)横断面の誤差項の相互依存関係(cross-sectional error dependence, CSD)の一分類として捉えている。CSDの他の一分類は、Bailey et al. (2015)が「因子モデル(factor model)」と呼ぶものである⁴³。このモデルは、観察されていない共通の時間的要因 $f_t = [f_1, \dots, f_t]'$ の観点からCSDが生じると考え、その限界効果または因子負荷量 $\zeta_i = [\zeta_{i1}, \dots, \zeta_{iN}]$ がクロスセクションの単位間で異なることを考える。因子の総効果は $\zeta_i f_t$ であらわされ、クロスセクション単位 i と時点 t でそれぞれ異なる値をとる。本章の分析に適用すると、因子モデルは、共通の時間的ショック(共通因子)がすべての自治体に異なる限界効果(因子負荷量)を持つケースを捉えている⁴⁴。

因子モデルを推定可能にするために、Pesaran (2006)は共通相関効果(common correlated effects, CCE)推定量を提案している。ただし、信頼できる推定値を得られるのは T が十分に大きい場合のみであるため(Bailey et al. 2015)⁴⁵、本章で使用している $T=3$ かつ N が1637と大きいデータに対してそのまま適用することはできない⁴⁶。そこでここでは、因子負荷量が市町村よりも広い地域内で共通の値を取るという仮定を考える。この場合、地域ダミーと時点ダミーの相互作用を回帰式に追加することで、因子モデルの考え方を部分的に取り入れた上で、推定が実行可能になる。これは因子モデルの完全な代替とはならないが、 N が多すぎる場合の現実的な代替手段と言えるのではないかと思われる。

この考えに基づき、表2と表3の16のモデルすべてを、地域ダミーと時点ダミーの相互作用(「地域時点ダミー」と呼称する)を用いて再推定した。これにより、地域ごとの時間的ショック(因子モデルの代用)と誤差項の自己回帰過程(空間モデル)の両方を同時に考慮することができる。地域の候補として47都道府県と8つの地域ブロックを考えると、それぞれ $47 \times 3 = 141$ と $8 \times 3 = 24$ の相互作用を追

⁴³ 空間モデルと因子モデルは両立しうる。空間モデルを因子モデルで代用することも可能であるが(例:Chirinko and Wilson 2017)、空間モデルと併せて採用することも可能である(e.g., Holly et al. 2010)

⁴⁴ 標準的な時間効果を一般化した表現になっている。また、時点とクロスセクションダミーの相互作用をモデルに含めると相互作用の数が標本サイズ($N \times T$)に達してしまうため推定が不可能になる。

⁴⁵ Bailey et al. (2015)より引用すると、“Almost all spatial econometric models estimated in the literature assume that the spatial parameters do not vary across the units. ...Such parameter homogeneity is not avoidable when T is very small, but need not be imposed in the case of large panels where T is sufficiently large.”

⁴⁶ K を元の推定パラメータの数とすると、この場合に推定されるパラメータの数は $K + N \times (K + 1)$ となる。本章で使用するデータは $N = 1637$ 、 $T = 3$ であるため、 $K + N \times (K + 1) > N \times T$ となり、推定が実行できない。Chirinko and Wilson (2017)は、拡張モデルのパラメータを制限することで追加変数の数を減らす方法も提案している。しかし、それでもやはり $K + N$ のパラメータを推定する必要があり、 $T = 3$ の場合これではまだパラメータの数が多すぎる。さらにChirinko and Wilson (2017)が報告しているように、この制限は非線形推定を必要とし、収束が難しくなる可能性がある。実際、後述するように、都道府県ダミーと時間ダミーの相互作用を追加変数としたモデルですら収束に難が生じ、推定結果が得られなかった。

加の説明変数として得ることができる。しかし都道府県ダミーを使用した場合、パラメータ推定値の収束を得ることができなかつた。そこで、8つの地域ブロックを選択した場合の結果のみを表4に列挙する⁴⁷。

表4の結果からは、地域時点ダミーをコントロールした場合も、**W**としてHBを持つモデルが支持される。第1に、係数のロバストネスチェックでは、**W**としてHBを使用した場合とFMを使用した場合とでほぼ同等の頑健な結果が得られている。第2に、非入れ子型仮説検定では、**W**としてIDまたはCGのいずれかを持つ8つのモデルが棄却され⁴⁸、**W**としてHBを持つ4つのモデル(HI', HC', HF', HH')と**W**としてFMを持つ4つのモデル(FI', FC', FF', FH')が棄却されずに残る。第3に、対数尤度の値がほぼ同じモデルが5つあることに留意が必要ではあるが、AIC, BIC, およびLDCはすべて、**W**と**M**の両方についてHBを持つモデルHH'を選択する。したがって、空間ウェイト行列の最良の選択は、地域時点ダミーなしの表2, 表3では**W**としてHB, **M**としてIDの組み合わせであったのに対し、地域時点ダミーを用いた場合は**W**と**M**の両方にHBを用いた場合となった⁴⁹。

⁴⁷ 地域ブロックは、標準的な「八地方区分」に基づいている。具体的には所属する都道府県に応じ、各自治体を北海道、東北(青森県, 岩手県, 宮城県, 秋田県, 山形県, 福島県), 関東(茨城県, 栃木県, 群馬県, 埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県), 中部(新潟県, 富山県, 石川県, 福井県, 山梨県, 長野県, 岐阜県, 静岡県, 愛知県), 近畿(大阪府・京都府・兵庫県・奈良県・三重県・滋賀県・和歌山県), 中国地方(鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県), 四国, 九州及び沖縄の8地域に分割している。

⁴⁸ 地域時点ダミーを考えると, $q = 25$ になる。 $\chi^2(25)$ の臨界値は, 有意水準=0.10, 0.05, 0.01でそれぞれ34.4, 37.7, および44.3である。

⁴⁹ ただしこの場合, 誤差項の空間自己回帰パラメータ λ は**W**としてHBを使用する4つのモデルすべてで統計的に有意ではないので, ここでは**M**の選択はそれほど重要でないかもしれない。地域時点ダミーを含めることで(4)式で表現した自己回帰構造の意味が薄れたため, 有意でなくなったことが考えられる。

表 4. 推定結果 (地域時点ダミー)

	Model HI'	Model HC'	Model HF'	Model HH'	Model FI'	Model FC'	Model FF'	Model FH'
W: 相互作用ウェイト	HB	HB	HB	HB	FM	FM	FM	FM
M: 誤差項ウェイト	ID	CG	FM	HB	ID	CG	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.389** (0.032)	0.386** (0.032)	0.366** (0.041)	0.439** (0.044)	0.438** (0.038)	0.436** (0.038)	0.460** (0.048)	0.380** (0.047)
誤差項相互作用 (λ)	-0.158 (0.265)	-0.010 (0.026)	0.087 (0.123)	-0.120 (0.076)	0.423* (0.206)	0.053* (0.025)	-0.086 (0.149)	0.223** (0.046)
一人当たり所得	0.042 (0.033)	0.043 (0.033)	0.047 (0.034)	0.034 (0.033)	0.033 (0.034)	0.032 (0.034)	0.024 (0.034)	0.048 (0.035)
一人当たり地方交付税	1.817** (0.121)	1.816** (0.121)	1.811** (0.123)	1.751** (0.126)	1.724** (0.128)	1.727** (0.128)	1.733** (0.127)	1.761** (0.130)
人口	0.127 (0.132)	0.128 (0.133)	0.113 (0.139)	0.130 (0.124)	0.121 (0.135)	0.120 (0.135)	0.133 (0.131)	0.101 (0.151)
面積	-0.051 (0.087)	-0.051 (0.087)	-0.049 (0.087)	-0.049 (0.086)	-0.042 (0.088)	-0.041 (0.089)	-0.045 (0.087)	-0.047 (0.089)
若年者比率	-1.323 (0.796)	-1.331 (0.797)	-1.368 (0.800)	-1.246 (0.792)	-1.366 (0.808)	-1.378 (0.808)	-1.257 (0.801)	-1.442 (0.808)
高齢者比率	-0.641 (0.539)	-0.648 (0.542)	-0.674 (0.549)	-0.612 (0.531)	-0.665 (0.559)	-0.645 (0.556)	-0.624 (0.547)	-0.613 (0.564)
Log Likelihood	-11,206	-11,206	-11,206	-11,205	-11,215	-11,215	-11,217	-11,206
AIC	22,463	22,463	22,462	22,461	22,480	22,479	22,484	22,462
BIC	22,615	22,615	22,615	22,613	22,633	22,632	22,636	22,614
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と地域時点効果を含む。

表 4. 推定結果 (地域時点ダミー)

	Model II'	Model IC'	Model IF'	Model IH'	Model CI'	Model CC'	Model CF'	Model CH'
W: 相互作用ウェイト	ID	ID	ID	ID	CG	CG	CG	CG
M: 誤差項ウェイト	ID	CG	FM	HB	ID	CG	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.479* (0.199)	0.444* (0.197)	0.466** (0.172)	0.186 (0.203)	0.096** (0.029)	0.439** (0.037)	0.077** (0.023)	0.025 (0.025)
誤差項相互作用 (λ)	0.269 (0.261)	0.044 (0.028)	0.525** (0.047)	0.389** (0.040)	0.026 (0.312)	-0.449** (0.053)	0.523** (0.048)	0.385** (0.041)
一人当たり所得	0.059 (0.035)	0.060 (0.035)	0.058 (0.035)	0.074* (0.035)	0.061 (0.034)	0.034 (0.028)	0.061 (0.035)	0.076* (0.035)
一人当たり地方交付税	2.367** (0.116)	2.365** (0.116)	1.832** (0.140)	2.005** (0.135)	2.352** (0.115)	1.987** (0.113)	1.823** (0.140)	2.010** (0.135)
人口	0.192 (0.138)	0.188 (0.138)	0.054 (0.161)	0.096 (0.167)	0.176 (0.136)	0.225 (0.115)	0.037 (0.161)	0.088 (0.166)
面積	-0.063 (0.089)	-0.062 (0.090)	-0.045 (0.088)	-0.056 (0.090)	-0.062 (0.089)	-0.062 (0.071)	-0.043 (0.088)	-0.055 (0.090)
若年者比率	-1.383 (0.823)	-1.409 (0.823)	-1.394 (0.812)	-1.562 (0.815)	-1.383 (0.818)	-0.758 (0.729)	-1.411 (0.811)	-1.568 (0.815)
高齢者比率	-1.333* (0.562)	-1.317* (0.562)	-0.904 (0.572)	-0.833 (0.580)	-1.298* (0.555)	-0.986* (0.454)	-0.882 (0.572)	-0.840 (0.579)
Log Likelihood	-11,269	-11,269	-11,233	-11,229	-11,266	-11,247	-11,231	-11,229
AIC	22,589	22,587	22,516	22,508	22,583	22,545	22,511	22,508
BIC	22,741	22,740	22,668	22,661	22,735	22,697	22,663	22,661
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と地域時点効果を含む。

4.5. 係数の議論

表 3 のモデル HI の係数推定値を、表 4 の類似の推定値（モデル HI'）と比較しながら議論することで分析を締めくくる。表 3 の財政的相互作用の係数は統計的に有意で正である（ $\rho = 0.389$ ）。他の条件を一定とするならば、 i の（財政指数表に基づく）近隣自治体の歳出が 100 円増加すると、 i の歳出は 39 円増加する。表 4 で地域時点ダミーを使用した場合も推定値は変わらない（ $\rho = 0.389$ ）。一方、表 3 では誤差項の相互作用の係数は $\lambda = 0.300$ と比較的大きな値を取るが、表 4 で地域時点ダミーを含めることで誤差項の空間相関は小さくなり、有意ではなくなる（ $\lambda = -0.158$ ）。

所得、地方交付税の増加は、通常予想されるように、地方自治体の歳出を拡大させる。所得に関する係数は統計的には正であるが、比較的小さい（0.069）。ただし地域時点ダミーを含めた場合、所得の効果は小さくなり非有意となる。これは、地域経済が市町村単位で閉じているのではなく、ブロック単位で大きな地域経済を構成していること、ブロック内で時間的に共通のショックを受けている可能性が高いことを考えれば、もっともらしい結果である。一方、地方交付税に関する係数は 1.833 であり、これは先行研究における値の範囲（0.6–1.0）と比較すると非常に大きな値である（Hines and Thaler 1995, Bailey and Connolly 1998）。本章の推定結果によれば、地方自治体は中央政府から得られる 1 円につき約 1.8 円を支出していることになり、地方自治体の歳出の増加が交付金の増加を上回っていることを示唆している。これは、日本の地方財政や政府間財政関係の制度的特徴が、北米や欧州とは大きく異なるからかもしれない。あるいは、地方交付税の効果を推定する際には、方法論的な問題があるかもしれない⁵⁰。

人口、面積、若年者比率、高齢者比率は、いずれも統計的に有意ではない。この背景としては 3 年間のショートパネルで、自治体と時点に関する固定効果を使用していることが考えられる。つまりこれらの変数は 3 年間でほとんど変化しておらず、その効果は、自治体の固定効果により吸収されてしまっている可能性がある。また、一部で大きく変動していたとしても、その変動のうち影響が一様なものは時点効果により吸収される。これらの要因により、これらの変数は有意に推定されなかったと考えられる。

5. 結論

わが国の中央政府は、地方自治体を「類似団体」と呼ばれるグループに分類し、

⁵⁰ Leduc and Wilson (2015) による最近の研究は、フライペーパー効果に関する最近のエビデンスをうまくまとめており、中央からの交付金の効果を推定する上での方法論的な問題点を論じている。

「類似団体別市町村財政指数表」により、グループごとの財政状況の情報を提供している。これにより各地方公共団体は、その情報を参考に財政計画を立てることができるようになる。つまり財政指数表を利用することで、各自治体は比較対象として妥当な自治体を見つけ出し、それらの自治体の財政情報を「ものさし（ヤードスティック）」として利用することができるようになる。本章ではこのユニークな制度を活用して、日本の自治体の歳出関数を推定した。特に財政指数表が自治体間の歳出の相互作用を適切に説明できるかどうかを、財政指数表の区分（類似団体区分）を用いて空間ウェイトを定義することで検討した。より具体的には、政策の相互作用に関する空間ウェイト \mathbf{W} と誤差項に関する空間ウェイト \mathbf{M} の組み合わせが異なる 32 のモデルを推定し、それらを様々に診断することで、最終的に最適なモデルを選択した。推定の結果、類似団体区分とグループ内の地理的近接性の両方を考慮したハイブリッドウェイト行列を使用するモデルがベストであることが明らかになった。また、ウェイトの定義に類似団体区分だけを用いたモデルも、隣接ウェイトと逆距離ウェイトを用いたモデルよりは優れたパフォーマンスとなることが示された。この結果は、財政指数表が制度が意図している通りに自治体間の競争を促す方向に機能していることを示唆する。

本章の結果は、自治体間の歳出の相互作用がヤードスティック競争に由来するとの見方を示唆する。ただし、このような結果は、資源移動との関係で捉えることもできるかもしれない。たとえば Janeba and Osterloh (2013) は、地域の中核となる都市とその周辺都市という観点から経済を捉え、中核都市は他の中核都市、周辺都市は同地域内の他の周辺都市を、それぞれ相手先とする資本税競争モデルを提示している。そのような観点に基づけば、本章の結果を資源移動との関連で捉えることもできるかもしれない⁵¹。こうした場合の対処方法として先行研究では、一般に分析対象の性質に着目することによって特定のモデルを支持、ないしは排除することが行われてきた⁵²。すなわち、本章は地方自治体の（一人当たり）歳出総額に焦点を当てているが、歳出のサブカテゴリについて同様の分析を行うことで、分析をより精緻化し、適合するモデルを絞りこめるかもしれない。あるいは、分析対象の違いにより異なる財政競争メカニズムが当てはまる可能性を指摘できるかもしれない。このような検討は本章の範囲を超えているため、次章で行うこととする。

⁵¹ ただし、留意すべき違いも多い。たとえば、Janeba and Osterloh (2013) は資本税競争を対象としている。また、彼らのモデルでは、中核都市の参照先としては地理的近接性に関わらず他の中核都市を含めることが示唆される一方、周辺都市の参照先決定においては地理的近接性のみが影響し、明示的には社会経済的要素が考慮されない。すなわち、社会経済的要素と地理的近接性は、それぞれ別のレベルでの競争に影響するものと想定されている。

⁵² たとえば中澤 (2007) は、ホームヘルプサービスに着目することでスピルオーバーの影響を排除し、制度の過渡期ゆえに模倣行動が起こりやすい状況となっていたことを活用している。

第3章 わが国における財政競争-市町村・歳出分類別の分析⁵³

1. 序論

第2章ではヤードスティック競争が情報のスピルオーバーに基づくモデルであることと、日本における「類似団体区分制度」及び「類似団体別市町村財政指数表」が情報のスピルオーバーを促していることに着目し、ヤードスティック競争モデルに基づいた実証分析を行った。分析の結果、単純な地理的近接性だけを用いた推定結果よりも、類似団体区分を用いた推定結果のほうが一貫して妥当であることが明らかになった。また、類似団体区分と自治体間の逆距離の双方を同時に考慮して定義した場合も、隣接性や逆距離だけに基づいて定義した場合より妥当な結果が得られ、空間的距離の影響は所与の類似団体内での2次的な影響という観点から整理された。この結果は日本の地方歳出は資源の移動や便益のスピルオーバーではなく、ヤードスティック競争によって引き起こされていることを示唆するものである。

しかしながらその分析では、各市町村の歳出総額を利用していることに留意する必要がある。実際には一言に歳出と言っても、それは様々な異なる性質の歳出から成り立っている。このような場合、たとえば図書館などへの歳出は近隣住民へのスピルオーバーを引き起こす一方、社会保障給付関連の歳出は住民の移動に基づく政策波及をもたらすといったように、分析対象の違いにより異なる財政競争メカニズムが当てはまる可能性は考えられるであろう⁵⁴。つまり、分析対象となる歳出の性質の違いにより異なるメカニズムが当てはまることが考えられるが、第2章の分析は歳出総額に関する「平均的な」結果の記述に留まっており、個別具体的な分析に至っていない。また、第2章の最後で述べたように、リソースフローモデルの可能性も完全には否定されない。そこで本章では第2章の内容を拡張し、歳出総額ではなく個別の歳出項目を被説明変数として財政競争に関する実証分析を行う。

⁵³ 本章の内容は、『財政研究』第14巻に掲載された論文（「わが国における財政競争-市町村・歳出分類別の分析-」『財政研究』第14巻，pp.145-163，2018年）をベースに修正を加えたものである。

⁵⁴ たとえば Caldeira (2012) も、“Case et al. (1993) and Foucault et al. (2008) suggested that there is no reason to assume that patterns of expenditure interactions are identical for all categories of public spending.”と述べ、歳出分類別の分析を行っている。また我が国においても、菅原・國崎 (2006) が歳出分類別の分析を行っている。

本章の構成は以下の通りである。続く第 2 節では推定手法とデータについて解説する。近隣自治体の定義についてはここで解説する。第 3 節では推定結果を解説する。ウェイトと歳出の性質とを照らし合わせて、推定結果がどのように解釈できるかを検討する。最後に第 4 節で内容をまとめ、今後の研究の展望について述べる。

2. 推定手法とデータ

2.1. 回帰モデル

本章では空間計量経済学の手法を用いて自治体間の財政的相互依存関係について確認する。具体的には、2008 年から 2010 年までの 3 年分の市区町村パネルデータを用いて以下の回帰モデルを推定する。

$$y_{it} = \rho \cdot \left(\sum_{j=1}^N w_{ij} \cdot y_{jt} \right) + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot x_{k,it} + \alpha_i + \tau_t + u_{it} \quad (1)$$

$$u_{it} = \lambda \cdot \sum_{j \neq i} m_{ij} \cdot u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

ここで i は市町村、 t は年を示す添字であり、 y_{it} は市町村 i の時点 t の歳出、 $x_{k,it}$ は説明変数、 u_{it} は誤差項を表す。また、 ρ 、 γ 、 λ 、 σ^2 は推定したいパラメータ、 α_i は市町村固定効果、 τ_t は時点別固定効果を表す。 w_{ij} 、 m_{ij} は後述する空間ウェイトである。

空間計量経済学のフレームワークでは、説明変数として加重平均された政策水準である $\sum_{j \neq i} w_{ij} y_{jt}$ を利用し、その係数である ρ の符号や大きさを確認することにより、財政競争に関する実証分析を行う⁵⁵。ただしその際、いくつかの計量経済学的な問題に対処する必要がある。まず、 y_{it} と $\sum_{j \neq i} w_{ij} y_{jt}$ は同時決定的であるため、推定にはパネルデータでの空間計量モデルの最尤推定量を導出した Lee and Yu

⁵⁵ Keen and Marchand (1997) は、自治体が公共財と公共資本という 2 種類の財を提供するとの前提の元分析を行い、公共資本への歳出配分が過大になるなどの結論を得ている。このような歳出の配分という観点を考慮するのであれば、(1) 式の右辺に別の歳出分類に関する項を含めることも考えられるが、本章では技術的な要請からそのような特定化は断念している。ただしこのような分析上の限界は、本章のように複数の歳出を対象として分析する場合だけでなく、特定の歳出だけに注目した研究においても同様に該当するものであることは強調しておきたい。別所・宮本 (2012) などの例外を除き、空間計量経済学の文脈において、参照水準を 2 つ以上設けた実証研究はほとんど存在しない。

(2010a)を利用して固定効果推定を行う⁵⁶。また、先行研究では、誤差項の空間相関を考慮せずにモデルを推定した場合、実際には政策的な相互作用がないにもかかわらず、誤った印象を与える結果が生じる可能性があることが指摘されてきた (Case et al. 1993, Brueckner 1998, Brueckner and Saavedra 2001, Revelli 2001)。この点については、 $u_{it} = \lambda \sum_{j \neq i} m_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it}$ と想定し、 λ も同時に推定することで対処する。

2.2.空間ウェイト

上記の推定において鍵となるのは、政策の波及元である「近隣団体」を定義する w_{ij} と m_{ij} の構成方法である。第2章と同じく、本章では w_{ij} と m_{ij} を (i) 隣接区分 (ii) 距離区分 (iii) 類似団体区分 (iv) 類似団体区分と距離区分の組み合わせ、を元に4種類構成する⁵⁷。以下では w_{ij} と m_{ij} を (i, j) 要素として持つ $N \times N$ の空間ウェイト行列を \mathbf{W} , \mathbf{M} と表す。すなわち、 \mathbf{W} が他自治体の歳出にかかるウェイト行列、 \mathbf{M} が他自治体の誤差項にかかるウェイト行列である。 \mathbf{W} , \mathbf{M} は行方向に和を取ると1になるように基準化する。

これまで議論してきたように、スピルオーバーモデル、リソースフローモデルにおいては地理的近接性が重要な意味を持つ。一方、ヤードスティック競争モデルに関しては、本質的に重要なのは情報入手の容易さであり、地理的近接性はそれに影響する限りで重要である。根岸 (2007) など議論されているように、我が国においては実際の政策決定の場において類似団体別市町村財政指数表が尺度として活用されてきたという背景が存在し、こうした背景に鑑みれば、地理的要因に依存しない競争が起きることは十分に考えられる。また、単純な地理的区分で近隣団体を定義した場合、自治体規模や産業構造などに関わらず参照先が決まるため、政策を比較する対象としての妥当性が担保されるとは限らないが、類似団体区分を用いた場合はこのような問題が生じない。よってヤードスティック競争モデルの場合、より理論的な前提に近いものは類似団体区分、あるいは同じ類似団体区分内でも地理的に近い自治体の方が政策の参照先としてより重要となる可能性を考慮した、類似団体×距離区分であると考えられる。

1つの歳出分類につき \mathbf{W} と \mathbf{M} がそれぞれ4通り考えられるので、計16通りの推定を行う。その後、第2章でも採用した次の3つの基準と、個々の歳出の性質に基づいてどのモデルが最もよくあてはまるのかを議論し、背後に働いているメカニズムを考察する。

第1に、各 \mathbf{W} の下で \mathbf{M} を変更したときに、 ρ の推定値がどれだけ頑健であるか

⁵⁶ なお、推定の実行には Belotti et al. (2014) による Stata アドインを使用し、Lee and Yu (2010a) が提唱している2つの方法の内、(Within) Transformation Approach を採用した。また、空間ウェイトの作成には Drukker et al. (2013) を利用した。

⁵⁷ 各ウェイトの作成方法、使用データなどについては第2章を参照。

を考慮する。もし \mathbf{M} の選択次第で ρ の推定結果が定量的、あるいは定性的に大きく異なる場合、推定結果は頑健性の観点から疑問の余地があると判断する。

第 2 に、検定を用いて棄却できるモデルを確認する。この点に関し、本章では第 2 章と同様の仮想的な非入れ子型検定を用いる。棄却された場合、それは検定されているモデルの欠点 (Pesaran and Weeks 2003) や特定化の誤り (MacKinnon 1983, 1992) を示唆する。具体的には以下に再掲する値を計算することで、間接的に尤度比検定を行う⁵⁸。

$$LR_{\max, j \neq \max} = 2 * (L_{\max} - L_{j \neq \max}) \quad (3)$$

第 3 に、この文脈においてはしばしば、情報量規準によるモデルの選択がなされてきた (たとえば、Leenders 2002, Getis and Aldstadt 2004, Stakhovych and Bijmolt 2009)。本章でもこれらの先行研究に従い、最終的に情報量規準に基づくモデル選択を行う。

さらに本章では第 2 章とは異なり、個々の歳出分類を元に分析を行っているため、それぞれの歳出の性質に応じ、適用されるモデルの範囲を狭めることを試みる。この点は次節で考察する。

2.3. データ

推定には、第 2 章と同じ 2008 年から 2010 年までの 3 年分の市区町村パネルデータを用いる。推定に利用する説明変数と被説明変数は表 1 の通りである。説明変数としては、一人当たり課税所得、一人当たり地方交付税金額、自治体人口、自治体面積、若年者比率 (15 歳未満人口が自治体人口に占める割合)、高齢者比率 (65 歳以上人口が自治体人口に占める割合) を用いる。これらは自治体歳出を分析する上で標準的に用いられている変数であり (たとえば、Case et.al 1993)、第 2 章と共通である。

⁵⁸ 詳細については本論文の第 2 章第 4.2 節を参照のこと。

表 1. 記述統計量

変数	Year(s)	Mean	S.D.	Min.	Max.	Obs.	単位
一人当たり議会費	All	0.6	0.6	0.1	5.9	4,911	万円
	2008	0.7	0.5	0.1	5.2	1,637	
	2009	0.6	0.6	0.1	5.9	1,637	
	2010	0.6	0.6	0.1	5.4	1,637	
一人当たり商工費	All	1.6	2.7	0.0	67.4	4,911	万円
	2008	1.4	2.7	0.0	67.4	1,637	
	2009	1.7	2.8	0.0	44.8	1,637	
	2010	1.6	2.7	0.0	39.7	1,637	
一人当たり児童福祉費	All	3.9	1.3	0.6	23.0	4,911	万円
	2008	3.5	1.1	0.6	12.6	1,637	
	2009	3.6	1.3	0.7	20.5	1,637	
	2010	4.7	1.3	1.3	23.0	1,637	
一人当たり老人福祉費	All	3.3	1.8	0.9	29.6	4,911	万円
	2008	3.2	1.7	1.0	17.9	1,637	
	2009	3.3	1.9	0.9	29.6	1,637	
	2010	3.5	1.8	0.9	18.7	1,637	
一人当たり所得	All	114.8	38.0	45.4	670.0	4,911	万円
	2008	118.6	40.1	45.4	670.0	1,637	
	2009	116.5	38.5	45.7	632.1	1,637	
	2010	109.2	34.6	45.6	548.0	1,637	
一人当たり地方交付税	All	19.5	20.7	0.0	167.1	4,911	万円
	2008	18.4	19.7	0.0	155.6	1,637	
	2009	19.2	20.4	0.0	160.3	1,637	
	2010	20.9	21.8	0.0	167.1	1,637	
人口	All	71.3	181.1	0.5	3,620.6	4,911	千人
	2008	71.2	180.4	0.5	3,585.8	1,637	
	2009	71.3	181.2	0.5	3,606.0	1,637	
	2010	71.3	181.8	0.5	3,620.6	1,637	
面積	All	210.8	242.8	3.5	2,177.7	4,911	km ²
	2008	210.7	242.8	3.5	2,177.7	1,637	
	2009	210.8	242.8	3.5	2,177.7	1,637	
	2010	210.9	242.9	3.5	2,177.7	1,637	
若年者比率	All	12.8	2.2	3.7	21.8	4,911	%
	2008	12.9	2.2	4.6	21.8	1,637	
	2009	12.8	2.2	4.0	21.4	1,637	
	2010	12.6	2.3	3.7	21.4	1,637	
高齢者比率	All	26.8	6.8	10.7	56.9	4,911	%
	2008	26.3	6.8	10.7	55.2	1,637	
	2009	26.9	6.8	11.3	56.5	1,637	
	2010	27.4	6.8	11.8	56.9	1,637	

データソース：市町村歳出，地方交付税は、「市町村別決算状況調」より，所得，面積は「統計でみる市区町村のすがた」より，人口，若年者比率，高齢者比率は「住民基本台帳年齢別人口」より入手。

次に被説明変数としては議会費、商工費、民生費のうち児童福祉費、老人福祉費を利用する⁵⁹。これらの性質について先行研究や「平成 22 年版(平成 20 年度決算) 地方財政白書」の助けを借りながら詳しく見ていくことにする。

議会費は議員報酬・政務活動費・全体としての議会の運営費などに使われる経費であるため、便益のスピルオーバーや、住民や資本の移動に関係するとは考えにくい。一方で、議員報酬や議員定数の削減が近年しばしば政治的な争点となってきたことなどを考慮すると、ヤードスティック競争が成立する可能性は考えられる。したがって消去法的ではあるものの、議会費に関して他自治体からの有意な影響が確認された場合、ヤードスティック競争が行われているものと判断する。

商工費は地域における商工業の発展や観光振興のために使われる歳出であり、実態としてその中心となるのは貸付金および補助金である。商工費に関しては菅原・國崎(2006)による先行研究が存在し、理論的前提として企業の地域間移動に基づいた財政競争、あるいは模倣の可能性を述べている。ここでも彼らの議論と同様、企業誘致を 1 つの狙いとするその性質にもっとも合致するのは資本の誘致をめぐるリソースフロー型の競争であり、逆に貸付金を主体とする関係上、便益のスピルオーバーに基づく競争を想定するのは難しいと考える。また、自身と似たような自治体はどの程度の商工業振興を行っているのかを参考にする形で、ヤードスティック競争が行われている可能性も存在する。したがって、商工費についてはリソースフローモデルを念頭に置きつつも、ヤードスティック競争モデルが妥当する可能性も考慮し、結果を元に議論することにする。

児童福祉費は、たとえば児童手当、乳幼児医療助成、母子家庭への援助、保育園の運営・補助などに充てられる、民生費中最大の割合を占める重要な歳出である。地方財政白書によれば市町村の児童福祉費のうちおよそ 22.2%が単独施策分であり、その政策決定において自地域の事情だけでなく、他の地域の政策も参照しながら意思決定を行う可能性は十分に考えられるであろう。実際、民生費について分析を行った菅原・國崎(2006)、子育て支援策に関する財政競争について実証分析を行った田中(2009)、乳幼児医療費助成を分析した足立・齊藤(2016)などの先行研究では、ヤードスティック競争あるいはリソースフローモデルに基づき、実証研究が行われてきた。本章もこれらの文脈に従い、政策の横並び・模倣を元にしたヤードスティック競争か、子育て世代の移動を前提とするリソースフローモデルの前提のもと、児童福祉費を分析する。

老人福祉費は、老人福祉施設の整備・措置費、老人医療費助成事業費、単独分の

⁵⁹ 目的別歳出については、財政指数表において類似団体別の人口一人あたり金額が公表されている。民生費は、児童福祉費と老人福祉費に分けて分析する。なお、他にもたとえば社会教育費などについて分析しているが、論文投稿時の紙面の制約が厳しく、相互作用が認められなかったなどの理由で割愛している。

介護事業費、交通手段に対する補助などからなる、高齢者福祉にかかる歳出である⁶⁰。老人福祉費に関しては、齊藤・中井（1991）、塚原（1992）等において、デモンストレーション効果、伝搬仮説という形で、早期から他自治体の政策の模倣が議論・実証されてきた歴史がある。空間計量経済学に基づく分析についても、民生費を対象とした菅原・國崎（2006）、ホームヘルプサービスを対象とした中澤（2007）、介護保険施設を対象とした山内（2009）、保険者レベルのパネルデータを元に介護保険サービスについて研究した松岡（2016）などの研究が存在する。これらの文脈に従い、本章でも老人福祉費に関してはリソースフロー型の財政競争並びにヤードスティック競争を想定して分析する。

3. 推定結果

推定結果は表 2～5 であり、利用した **W** 及び **M** については、「モデル」列に次の規則で略記する。「モデル」列の記号の内、C は隣接ウェイト、I は（逆）距離ウェイト、F は類似団体ウェイト、H は類似団体×距離ウェイトが利用されていることを示す。またアルファベットの並び順は、1 文字目が **W**、2 文字目が **M** に対応する。たとえばモデル HC という表記であれば、他の自治体の歳出に類似団体×距離ウェイトが使われ、誤差項部分に隣接ウェイトが使われていることを示す。

3.1. 議会費

議会費については、地方交付税、人口、高齢者比率の増加が歳出を増加させ、所得、若年者比率の増加が歳出を減少させるという推定結果が得られた。表中にあるように、**W** に隣接・距離・類似団体ウェイトを用いた場合は自治体間の相互依存関係を表す ρ について統計的に有意な結果が得られない一方、**W** に類似団体×距離区分ウェイトを用いた場合は 4 ケース中 3 ケースで有意になり、推定値の範囲も 0.187～0.261 と安定した結果が得られた。また、対数尤度が最大（赤池情報量規準が最小）になるのはモデル HF であり、これは **W** に類似団体×距離ウェイト、**M** に類似団体ウェイトを利用した場合に対応する。さらに、モデル HF をベースに非入れ子型検定を行うと、**W** か **M** のどちらかに類似団体×距離ウェイトを含んでいないモデル、すなわち CH, IH, FH, HC, HI, HH 以外のすべてのモデルは 5% 水準で棄却される。これらの検証より、**W** に類似団体×距離ウェイトを用いた場合に、最も信頼できる推定結果が得られていると判断する。

⁶⁰ 老人福祉費に関しては介護保険などの特別会計への繰入金が多くを占めるので、そもそも自治体が自由に歳出を決定できるかどうかという疑問があるかもしれないが、基本的には限界部分の政策で裁量性があれば、その部分を元に競争的状況は生じる。

表 2. 推定結果 (議会費)

	Model CC	Model CI	Model CF	Model CH	Model IC	Model II	Model IF	Model IH
W: 相互作用ウェイト	CG	CG	CG	CG	ID	ID	ID	ID
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	-0.036 (0.093)	0.028 (0.031)	0.039 (0.027)	0.020 (0.027)	0.061 (0.232)	0.038 (0.298)	0.201 (0.193)	0.077 (0.208)
誤差項相互作用 (λ)	0.078 (0.092)	0.170 (0.249)	0.000 (0.090)	0.200** (0.044)	0.040 (0.031)	0.250 (0.300)	-0.001 (0.090)	0.202** (0.044)
一人当たり所得	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
一人当たり地方交付税	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)
人口	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)
面積	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
若年者比率	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)
高齢者比率	0.008** (0.003)	0.008** (0.002)	0.008** (0.002)	0.008** (0.003)	0.008** (0.002)	0.008** (0.003)	0.008** (0.003)	0.008** (0.003)
Log Likelihood	6,203.6	6,203.5	6,203.3	6,213.2	6,203.6	6,203.1	6,202.8	6,213.0
AIC	-12,385.3	-12,385.0	-12,384.6	-12,404.4	-12,385.2	-12,384.2	-12,383.5	-12,404.0
BIC	-12,318.2	-12,318.0	-12,317.5	-12,337.4	-12,318.1	-12,317.1	-12,316.5	-12,337.0
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す. (iii) 括弧内は標準誤差. (iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

表 2. 推定結果（議会費，続き）

	Model FC	Model FI	Model FF	Model FH	Model HC	Model HI	Model HF	Model HH
W: 相互作用ウェイト	FM	FM	FM	FM	HB	HB	HB	HB
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.031 (0.075)	0.025 (0.075)	0.172 (0.153)	-0.218 (0.113)	0.187** (0.041)	0.190** (0.042)	0.261** (0.044)	0.110 (0.071)
誤差項相互作用 (λ)	0.044 (0.027)	0.274 (0.208)	-0.228 (0.268)	0.254** (0.049)	0.026 (0.028)	0.078 (0.230)	-0.407** (0.155)	0.116 (0.075)
一人当たり所得	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
一人当たり地方交付税	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)	0.004** (0.000)	0.005** (0.001)
人口	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)
面積	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
若年者比率	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.023** (0.004)	-0.024** (0.004)
高齢者比率	0.008** (0.002)	0.008** (0.003)	0.009** (0.003)	0.008** (0.003)	0.008** (0.002)	0.008** (0.002)	0.010** (0.002)	0.008** (0.003)
Log Likelihood	6,203.6	6,203.1	6,202.7	6,215.1	6,213.4	6,213.0	6,217.3	6,214.1
AIC	-12,385.3	-12,384.3	-12,383.5	-12,408.2	-12,404.7	-12,404.0	-12,412.5	-12,406.2
BIC	-12,318.2	-12,317.2	-12,316.5	-12,341.1	-12,337.7	-12,336.9	-12,345.5	-12,339.1
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト（類似団体ウェイト），逆距離ウェイト，隣接ウェイト，類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

議会費に関する一つの参考事例として、鴨川市議会による「議員の定数等に関する調査特別委員会調査報告書」が挙げられる⁶¹。同調査中の一部で鴨川市は、全国の人口 5 万人以下の都市 257 市を対象に議員定数や議員報酬に関するデータを算出し、特に同市が含まれる人口 3 万人から 4 万人未満のグループの値との比較を行っている。これは本章で言えば類似団体区分に近い参照先である。また、別表として館山市、勝浦市、富津市、南房総市、いすみ市と議員定数や議員報酬などを比較しているが、これらの自治体は単純な地理的区分や類似団体区分ではなく、地理的要素と比較対象としての妥当性の両方を加味した上で選ばれていると想定される⁶²。これは本章で言えば類似団体×距離ウェイトに近い参照先である。

これはあくまで一例であるものの、このように議会費を政治的に議論する上において地理的な状況と比較対象としての妥当性の両方を加味して参照先が決まっているならば、 \mathbf{W} に類似団体×距離ウェイトを用いることを支持した上述の分析結果には一定の信頼性があるとみなせるだろう。ヤードスティック競争では比較対象としての妥当性と情報のスピルオーバーが起きることの両方が重要であるため、両方を加味した参照先が選ばれることはヤードスティック競争と統合的な結果になっていると判断する。

3.2. 商工費

商工費については、まず地方交付税と人口の増加が商工費を有意に増加させるという推定結果が得られた。 ρ に関しては、 \mathbf{W} に隣接・距離・類似団体ウェイトを用いた場合はいずれも 4 ケース中 1 ケースでのみ係数が有意となり推定結果が安定しない一方、類似団体×距離ウェイトを用いた場合は 4 ケース中 3 ケースで有意な結果が得られ、推定値の範囲も 0.239 から 0.362 と比較的安定する。従って係数の安定性の観点からは、 \mathbf{W} に類似団体×距離ウェイトを用いたモデルが支持される。さらに情報量規準で選ばれるモデル HF をベースに非入れ子型検定を行うと、HC, HI, HH はいずれも棄却されるため、最終的にモデル HF をもっとも信頼できる推定モデルであると判断する⁶³。

⁶¹ <http://www.city.kamogawa.lg.jp/ikkrwebBrowse/material/files/group/3/iinnkaihoukokusho.pdf> (最終閲覧日：2021年2月11日)

⁶² 資料中の表記に従えば「近隣市の状況」であるが、たとえば比較的近隣にある一方、人口規模が大きく異なる君津市、木更津市、市原市などは除かれている。また、単純な地理的要因によって決めていない例としては、たとえば隣接している「町」である鋸南町や大多喜町は比較の対象になっていない。

⁶³ ただし、モデル FH の推定結果は負で有意であり、かつ非入れ子型検定でも棄却されない。商工費の場合推定結果が負になることがそもそも考えにくいということや、モデル FC, FI, FF では有意な推定値が得られていないことから偶然とも考えられるが、留意が必要であろう。

表 3. 推定結果 (商工費)

	Model CC	Model CI	Model CF	Model CH	Model IC	Model II	Model IF	Model IH
W: 相互作用ウェイト	CG	CG	CG	CG	ID	ID	ID	ID
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.099 (0.077)	0.058 (0.030)	0.088** (0.027)	0.031 (0.029)	0.422 (0.216)	0.349 (0.246)	0.591** (0.169)	0.219 (0.226)
誤差項相互作用 (λ)	-0.016 (0.081)	0.438* (0.208)	-0.132 (0.100)	0.239** (0.041)	0.052 (0.031)	0.426 (0.232)	-0.140 (0.101)	0.240** (0.041)
一人当たり所得	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)	0.002 (0.005)	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)	-0.000 (0.005)	0.002 (0.005)
一人当たり地方交付税	0.106** (0.016)	0.109** (0.017)	0.107** (0.016)	0.099** (0.018)	0.106** (0.017)	0.111** (0.017)	0.109** (0.015)	0.099** (0.018)
人口	0.041* (0.020)	0.040 (0.021)	0.048* (0.020)	0.030 (0.023)	0.041* (0.020)	0.041* (0.021)	0.049* (0.020)	0.031 (0.023)
面積	-0.002 (0.013)	-0.001 (0.014)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.014)	-0.002 (0.014)	-0.001 (0.014)	-0.001 (0.013)	-0.002 (0.014)
若年者比率	-0.068 (0.121)	-0.069 (0.123)	-0.063 (0.121)	-0.071 (0.123)	-0.071 (0.123)	-0.070 (0.123)	-0.068 (0.121)	-0.072 (0.123)
高齢者比率	0.025 (0.077)	0.022 (0.081)	0.034 (0.076)	0.024 (0.081)	0.023 (0.079)	0.023 (0.081)	0.034 (0.076)	0.024 (0.081)
Log Likelihood	-5,106.9	-5,105.0	-5,106.0	-5,091.1	-5,106.0	-5,106.0	-5,106.4	-5,091.2
AIC	10,235.7	10,232.0	10,233.9	10,204.1	10,234.0	10,234.0	10,234.8	10,204.4
BIC	10,302.7	10,299.0	10,301.0	10,271.2	10,301.0	10,301.0	10,301.8	10,271.4
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

表 3. 推定結果 (商工費, 続き)

	Model FC	Model FI	Model FF	Model FH	Model HC	Model HI	Model HF	Model HH
W: 相互作用ウェイト	FM	FM	FM	FM	HB	HB	HB	HB
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	-0.073 (0.086)	-0.073 (0.086)	0.250 (0.179)	-0.500** (0.146)	0.244** (0.040)	0.239** (0.040)	0.362** (0.038)	0.212 (0.119)
誤差項相互作用 (λ)	0.080** (0.027)	0.594** (0.166)	-0.480 (0.374)	0.334** (0.044)	0.018 (0.030)	0.236 (0.226)	-0.885** (0.198)	0.050 (0.134)
一人当たり所得	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.003 (0.005)	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)	-0.000 (0.004)	0.001 (0.005)
一人当たり地方交付税	0.111** (0.017)	0.117** (0.017)	0.098** (0.019)	0.112** (0.019)	0.091** (0.016)	0.093** (0.017)	0.079** (0.013)	0.093** (0.017)
人口	0.043* (0.021)	0.043* (0.021)	0.047** (0.017)	0.037 (0.024)	0.032 (0.020)	0.032 (0.020)	0.046** (0.014)	0.032 (0.021)
面積	-0.002 (0.014)	-0.001 (0.014)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.014)	-0.002 (0.013)	-0.001 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)
若年者比率	-0.068 (0.123)	-0.068 (0.124)	-0.055 (0.119)	-0.070 (0.123)	-0.065 (0.121)	-0.065 (0.122)	-0.018 (0.115)	-0.066 (0.122)
高齢者比率	0.022 (0.080)	0.020 (0.082)	0.060 (0.076)	0.019 (0.083)	0.032 (0.077)	0.032 (0.079)	0.076 (0.068)	0.032 (0.078)
Log Likelihood	-5,107.3	-5,106.5	-5,110.4	-5,083.9	-5,090.3	-5,090.0	-5,076.2	-5,090.4
AIC	10,236.5	10,235.0	10,242.9	10,189.9	10,202.6	10,202.0	10,174.4	10,202.9
BIC	10,303.6	10,302.1	10,309.9	10,256.9	10,269.7	10,269.0	10,241.4	10,269.9
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す. (iii) 括弧内は標準誤差. (iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

商工費がその性質上資本誘致（企業誘致）を一つの目的としていることに鑑みると、この推計結果の背景としては、Janeba and Osterloh（2013）のようなリソースフロー型の競争が考えられる。実際、先行研究に目を向けると、都道府県データを用いて商工費を分析した菅原・國崎（2006）は距離及び所得でウェイト付けを行った際に有意な正の相関を確認しており、そこから企業誘致を目的として戦略的な歳出決定が行われている可能性を指摘している。ここでの結果も産業比率や人口の点で似通っており、かつ地理的にも近い自治体同士が企業の誘致を巡って競争しているものと考えればリソースフロー型の競争として自然に解釈できる。ただしこの推定結果は定性的には議会費と同様の結果になっており、ヤードスティック競争が機能している可能性も否定できないことには注意が必要であろう。

3.3. 児童福祉費

児童福祉費については若年者比率が一貫して児童福祉費を増加させるという結果が得られている。また、一部のモデルで所得が児童福祉費を減少させるという結果が得られているが、これは平均的な所得が高い地域の場合、所得制限などの理由により福祉給付の対象となる児童が相対的に少ないためではないかと考えられる。次に、自治体間の相互依存関係に関しては議会費・商工費とは結果が異なり、距離ウェイトを用いた場合にのみ ρ が有意となる。また、その際係数推定値は 0.401～0.613 の範囲で比較的安定しており、この点でも問題は確認されない。さらに、情報量規準を用いたモデル選択の結果からもモデル IF が選ばれる。一方、モデル IF をベースとした非入れ子型検定の結果からは、他のいずれのモデルも棄却することはできない。この点ほどのモデルも最終的な対数尤度の値がそれほど変わらない点に起因しているため、モデル選択の結果にも若干の留意が必要である。しかしながら、以上を総合して考えてみれば距離区分に基づく近隣団体を想定するのが尤もらしいと言えるのではないかと考える。

児童福祉費に関しては、 \mathbf{W} として類似団体ウェイト、類似団体×距離ウェイトを用いた場合はいずれも有意な推定値は得られない。前述の通り、児童福祉費に関してはリソースフローモデルとヤードスティック競争モデルの両方が考えられるが、これらで有意な推定値が得られないという結果は、比較対象としての妥当性が1つのポイントとなる、ヤードスティック競争モデルとの整合性の点で疑義を生じさせる。ただし、一般に理論モデルというものが複雑な現実を捨象して成立するものである以上、実際の自治体の財政運営において、単純に近い自治体の政策模倣が行われている可能性も否定されないであろう。

表 4. 推定結果（児童福祉費）

	Model CC	Model CI	Model CF	Model CH	Model IC	Model II	Model IF	Model IH
W: 相互作用ウェイト	CG	CG	CG	CG	ID	ID	ID	ID
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.068 (0.095)	0.002 (0.032)	0.031 (0.028)	0.026 (0.028)	0.462* (0.184)	0.613* (0.265)	0.410* (0.168)	0.401* (0.179)
誤差項相互作用 (λ)	-0.038 (0.100)	0.397 (0.206)	0.131 (0.077)	0.056 (0.045)	-0.010 (0.032)	-0.299 (0.446)	0.116 (0.079)	0.027 (0.048)
一人当たり所得	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.006 (0.003)
一人当たり地方交付税	-0.018 (0.009)	-0.014 (0.010)	-0.019 (0.010)	-0.018 (0.010)	-0.014 (0.010)	-0.015 (0.010)	-0.016 (0.010)	-0.015 (0.010)
人口	0.018 (0.012)	0.017 (0.012)	0.019 (0.013)	0.019 (0.012)	0.016 (0.012)	0.015 (0.012)	0.017 (0.013)	0.016 (0.012)
面積	-0.004 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.004 (0.008)	-0.004 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)
若年者比率	0.193** (0.073)	0.208** (0.073)	0.197** (0.072)	0.200** (0.073)	0.202** (0.072)	0.199** (0.072)	0.203** (0.072)	0.204** (0.072)
高齢者比率	-0.074 (0.045)	-0.060 (0.048)	-0.077 (0.047)	-0.072 (0.047)	-0.066 (0.046)	-0.070 (0.045)	-0.070 (0.047)	-0.066 (0.046)
Log Likelihood	-3,393.7	-3,392.1	-3,392.4	-3,393.0	-3,391.3	-3,391.1	-3,390.3	-3,391.2
AIC	6,809.4	6,806.3	6,806.8	6,808.0	6,804.6	6,804.3	6,802.6	6,804.3
BIC	6,876.4	6,873.3	6,873.8	6,875.0	6,871.6	6,871.3	6,869.6	6,871.4
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト（類似団体ウェイト）、逆距離ウェイト、隣接ウェイト、類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

表 4. 推定結果（児童福祉費，続き）

	Model FC	Model FI	Model FF	Model FH	Model HC	Model HI	Mode HF	Model HH
W: 相互作用ウェイト	FM	FM	FM	FM	HB	HB	HB	HB
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.119 (0.076)	0.104 (0.078)	0.022 (0.184)	0.092 (0.089)	0.055 (0.045)	0.030 (0.048)	0.035 (0.050)	0.008 (0.208)
誤差項相互作用 (λ)	0.027 (0.028)	0.377* (0.183)	0.117 (0.170)	0.039 (0.050)	0.022 (0.029)	0.361 (0.197)	0.108 (0.089)	0.056 (0.205)
一人当たり所得	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)
一人当たり地方交付税	-0.017 (0.010)	-0.013 (0.010)	-0.019 (0.010)	-0.018 (0.010)	-0.017 (0.010)	-0.014 (0.010)	-0.019 (0.010)	-0.018 (0.010)
人口	0.017 (0.012)	0.016 (0.012)	0.019 (0.013)	0.018 (0.012)	0.018 (0.012)	0.017 (0.012)	0.019 (0.013)	0.019 (0.013)
面積	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)
若年者比率	0.199** (0.073)	0.207** (0.073)	0.196** (0.072)	0.198** (0.072)	0.200** (0.072)	0.208** (0.073)	0.197** (0.072)	0.199** (0.073)
高齢者比率	-0.075 (0.046)	-0.063 (0.048)	-0.080 (0.046)	-0.077 (0.046)	-0.072 (0.046)	-0.061 (0.048)	-0.078 (0.046)	-0.074 (0.046)
Log Likelihood	-3,392.7	-3,391.3	-3,393.0	-3,392.9	-3,393.2	-3,392.0	-3,392.8	-3,393.4
AIC	6,807.5	6,804.6	6,808.0	6,807.8	6,808.3	6,805.9	6,807.5	6,808.8
BIC	6,874.5	6,871.6	6,875.0	6,874.8	6,875.4	6,872.9	6,874.6	6,875.9
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト（類似団体ウェイト），逆距離ウェイト，隣接ウェイト，類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

そこで、先行研究を確認してみる。民生費を対象とした菅原・國崎（2006）においては、結果より住民の移動を背景とした戦略的補完関係が想定されている。田中（2009）は、推定結果がリソースフローモデルもしくはヤードスティック競争モデルのどちらに基づいているかを断定してはいないものの、若年層の活発な地域移動を元に、ややリソースフローモデル寄りの判断を下している。一方、足立・齊藤（2016）では類似団体ウェイトと近隣ウェイトの両方で有意な結果が得られており、選挙関係変数が有意に効いていることから、乳幼児医療費助成についてはヤードスティック競争が適合すると述べている。分析している変数が異なるため一概には比較できないものの、児童福祉関係の単独事業における乳幼児医療費助成の重要性を考えれば、これは留意すべき結果の違いと言えるだろう。ここでは類似団体区分を用いた場合に有意な結果が得られないことを素直に解釈し、基本的には市町村間に子育て世帯の住民移動を巡る競争が生じている可能性が示唆されていると考えるが、念のためヤードスティック競争によるものである可能性も否定しないこととしたい。

3.4.老人福祉費

老人福祉費に関しては、高齢者比率が老人福祉費を減少させるという推定結果が得られている。 ρ に関しては **W** として隣接ウェイトを用いた場合に 4 ケース中 3 ケース、距離ウェイトを用いた場合に 4 ケース中 2 ケースで統計的に有意な推定値が得られる。係数の安定性という観点からは隣接ウェイトのほうが有意であるケースが多く、係数推定値も 0.173~0.212 と狭い範囲に集まっている。また、情報量規準を用いたモデル選択の結果からも、モデル CI が選ばれる。隣接ウェイトの重要性をさらに補強する証拠として、モデル CI をベースに非入れ子型検定を行うと、棄却できないのは **W** か **M** のいずれかに隣接ウェイトを含むモデル CC, CF, CH, IC, FC, HC のみである。従って、老人福祉費に関しては自治体同士が隣り合っているという点が参照に重要な役割を果たすものと結論づけられる。

児童福祉費の場合と同様、**W** として類似団体ウェイト・類似団体×距離ウェイトを用いた場合はいずれも有意な推定値は得られない。老人福祉費に関してはリソースフローモデルとヤードスティック競争モデルの両方が考えられるが、これらで有意な推定値が得られないという結果は、児童福祉費と同じ理由によりヤードスティック競争モデルとの整合性の点で疑義を生じさせる。ただし、老人福祉費等の高齢者関係の福祉歳出については伝統的に自治体間の政策の模倣が影響していると議論されてきた点には留意が必要であろう（たとえば齊藤・中井 1991、塚原 1992）。空間計量経済学のフレームワークを用いた中澤（2007）、山内（2009）、松岡（2016）においても、推定結果とヤードスティック競争との関連性が指摘されてきた。基本的には推定結果は高齢者の移動を見越した老人福祉費設定が行われていることを示唆していると解釈できるものの、隣り合った自治体ではどのよう

な政策が行われているかを参照する形で福祉水準の模倣などが行われている可能性も一概には否定できないであろう。

4. 結論

本章は日本の市区町村パネルデータと空間計量経済学の手法を用い、自治体間の財政競争に関する実証分析を行った。一言に財政競争と言ってもその背景には様々な理論が考えられ、それは分析対象と密接に関連して決まるものである。第2章が分析対象とした市町村の(一人当たり)歳出総額は様々な目的の歳出が合算されたものであるため、個別の歳出分類については異なるモデルが適用される可能性を見過ごしている可能性がある。そこで本章では個別の歳出分類を用いた場合でも、同様の結論が成立するのかを検証した。

分析の結果、分析対象とした歳出分類ごとに様々な異なる競争パターンを確認することができた。これは歳出総額で分析を行った際には得られていない新しい知見である。たとえばその性質上、議会費は政治的ヤードスティック競争の対象となると考えられるが、実際にその推測を支持する類似団体×距離区分でのみ有意になるという推定結果が得られている。商工費については、隣接区分・距離区分・類似団体区分のいずれにおいても自治体間の財政競争が確認できず、類似団体区分と距離区分を組み合わせた場合にのみ有意な推定値が得られる。これは企業誘致を巡る競争かヤードスティック競争のいずれかの存在を示唆する。児童福祉費、老人福祉費については、いずれも地理的区分を用いた場合にのみ他自治体の歳出との間の相互依存関係が確認できた。類似団体区分により均質な自治体のみをピックアップした場合は有意な関係が認められないことから、この結果はどちらかと言えば住民移動に基づく競争を示唆するものである。

よって本章の推定結果からは、個別の歳出分類ごとに異なる競争パターンが存在することが示唆される。これは歳出分類ごとに異なるレベルでの政策統合、あるいは分権化が必要であることを示唆する。ただし残された問題点として、推定結果の解釈にあいまいさが残っている点に注意が必要である。歳出の性質にかかる議論や係数の安定性などの基準をもって判断してはいるものの、手法面の限界という感は否めない。今後は共通の分析フレームワークを当てはめるのではなく、モデルや歳出分類に特化した分析手法の構築が必要なのかもしれない。たとえばスピルオーバーモデルの実証を行う場合は、他自治体の歳出を右辺に含めるのではなく、スピルオーバーの程度をなんらかの形で計測し、それを説明変数として利用するといったことである。やや方向性は異なるものの、この点に関し次節では、被説明変数の性質、「財政比較分析表」制度、及び動学的アプローチを組み合わせ、よりヤードスティック競争に即した分析を行うことで対応を試みたい。

表 5. 推定結果 (老人福祉費)

	Model CC	Model CI	Model CF	Model CH	Model IC	Model II	Model IF	Model IH
W: 相互作用ウェイト	CG	CG	CG	CG	ID	ID	ID	ID
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.134 (0.153)	0.212** (0.032)	0.173** (0.025)	0.187** (0.026)	-0.499 (0.312)	0.299 (0.275)	0.471** (0.182)	0.457* (0.194)
誤差項相互作用 (λ)	0.039 (0.159)	-0.719* (0.365)	-0.127 (0.104)	-0.090 (0.049)	0.201** (0.031)	0.267 (0.293)	-0.093 (0.101)	-0.003 (0.047)
一人当たり所得	0.003 (0.003)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.004 (0.003)	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)
一人当たり地方交付税	0.013 (0.009)	0.018* (0.008)	0.014 (0.008)	0.015 (0.008)	0.014 (0.009)	0.014 (0.009)	0.015 (0.008)	0.015 (0.009)
人口	-0.010 (0.011)	-0.012 (0.010)	-0.009 (0.010)	-0.009 (0.010)	-0.012 (0.011)	-0.009 (0.011)	-0.008 (0.010)	-0.009 (0.011)
面積	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.000 (0.008)	-0.000 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)
若年者比率	0.043 (0.064)	0.050 (0.062)	0.038 (0.064)	0.048 (0.063)	0.041 (0.065)	0.038 (0.065)	0.035 (0.064)	0.039 (0.064)
高齢者比率	-0.127** (0.044)	-0.105** (0.038)	-0.127** (0.040)	-0.120** (0.040)	-0.142** (0.044)	-0.132** (0.043)	-0.128** (0.041)	-0.125** (0.041)
Log Likelihood	-3,003.1	-3,000.9	-3,002.3	-3,001.4	-3,002.0	-3,022.6	-3,022.6	-3,023.0
AIC	6,028.1	6,023.8	6,026.6	6,024.8	6,026.0	6,067.2	6,067.1	6,068.0
BIC	6,095.2	6,090.8	6,093.7	6,091.8	6,093.0	6,134.3	6,134.2	6,135.0
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** p<0.01, * p<0.05. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

表 5. 推定結果（老人福祉費，続き）

	Model FC	Model FI	Model FF	Model FH	Model HC	Model HI	Mode HF	Model HH
W: 相互作用ウェイト	FM	FM	FM	FM	HB	HB	HB	HB
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	-0.098 (0.097)	-0.071 (0.096)	0.023 (0.152)	-0.086 (0.107)	-0.078 (0.047)	-0.003 (0.047)	0.057 (0.048)	0.171 (0.237)
誤差項相互作用 (λ)	0.172** (0.025)	0.481* (0.189)	-0.085 (0.174)	0.051 (0.048)	0.185** (0.026)	0.469* (0.203)	-0.124 (0.116)	-0.148 (0.273)
一人当たり所得	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.002)	0.003 (0.003)
一人当たり地方交付税	0.014 (0.009)	0.015 (0.009)	0.018* (0.008)	0.018* (0.009)	0.013 (0.009)	0.014 (0.009)	0.017* (0.008)	0.016 (0.008)
人口	-0.010 (0.011)	-0.009 (0.011)	-0.010 (0.010)	-0.011 (0.011)	-0.010 (0.011)	-0.009 (0.011)	-0.010 (0.010)	-0.009 (0.010)
面積	-0.000 (0.008)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.000 (0.008)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)
若年者比率	0.037 (0.065)	0.034 (0.065)	0.039 (0.064)	0.037 (0.065)	0.041 (0.065)	0.037 (0.065)	0.036 (0.064)	0.046 (0.064)
高齢者比率	-0.141** (0.044)	-0.142** (0.044)	-0.129** (0.041)	-0.132** (0.042)	-0.141** (0.044)	-0.139** (0.043)	-0.129** (0.040)	-0.117** (0.043)
Log Likelihood	-3,002.9	-3,022.9	-3,025.5	-3,025.0	-3,002.0	-3,023.1	-3,024.7	-3,025.3
AIC	6,027.8	6,067.7	6,072.9	6,072.0	6,026.0	6,068.3	6,071.5	6,072.6
BIC	6,094.8	6,134.8	6,139.9	6,139.1	6,093.0	6,135.3	6,138.5	6,139.6
Sample size	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274

(i) ** p<0.01, * p<0.05. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト（類似団体ウェイト）、逆距離ウェイト、隣接ウェイト、類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

第4章 地方公務員人件費における市町村の相互参照行動-動学的アプローチ⁶⁴

1. 序論

本章では、日本の地方財政の情報提供にかかわる2つの制度を利用して地方公務員人件費に係る戦略的依存関係について分析する。地方公務員人件費に関しては、地方の官民給与格差を取り扱った川崎・長嶋(2007)、森川(2013)、地方公務員給与の決定要因に焦点を当てた太田(2013)、東日本大震災に伴う給与削減要請がラスパイレス指数に与えた影響を分析した石田(2015)、都道府県と市町村の階層構造に着目した米岡(2017)などの研究がある。しかしながら、地方公務員人件費の決定における自治体間の相互作用を考慮した研究はほとんどない。数少ない例外として、山下(2011)が人件費の戦略的依存関係を問題意識としているが、最終的には県内全域の合併進捗率を代理変数としているため、直接的な参照行動を分析しているとは言い難い。そこで本章では、地方公務員人件費の決定に関し、自治体間の戦略的依存関係を考慮した分析を行う。

その背景としてあるのは、地方公務員人件費の決定に関しても、「類似団体別市町村財政指数表」及び「類似団体区分」制度が、自治体間のヤードスティック的な競争を促しているのではないかという問題意識である。第1章で議論した通り、財政指数表制度においては制度の初期から地方公務員人件費の抑制が一つの大きな目標とされ、他団体との比較が推進されてきた(根岸2007)⁶⁵。さらに地方公務員人件費については、次節で解説する「財政比較分析表」において視覚的により分かりやすい形で情報提供がなされ、職員数やラスパイレス指数を含む人件費関係の指標について、類似団体との比較が推進されている。これら制度の存在を前提とするならば、地方公務員人件費の決定に関して他の自治体の動向が影響する可能性が大いにあるが、この点はこれまで十分に考慮されてこなかった。そこで本章ではこのギャップを埋めるため、地方公務員人件費の決定に関する戦略的依存関係を考慮した分析を行う。

ここでは特に、財政比較分析表に着目した分析を行う。しかしながら、財政比較

⁶⁴ 本章の内容は、『公共選択』第65号に掲載された林正義氏との共同研究(「地方公務員人件費の決定要因と市町村の相互参照行動—市町村別類似団体区分と財政比較分析表を手がかりに」『公共選択』第65号, pp.73-92, 2016年)をベースに修正を加えたものである。

⁶⁵ 実際に類似団体との比較がなされている事例も容易に確認できる。たとえば松本(2011)、桑名市(2014)。

分析表との観点で言うと、上記の空間計量経済学を用いた分析には 2 つの限界が存在する。第 1 に、空間ウェイト構成上の差異により、財政比較分析表公表計数の近似値を用いることになるため、わずかながらバイアスが発生する。第 2 に、財政比較分析表の公表までのタイムラグが考慮されていない。本章はこれらの点について、動学的アプローチを用いることで解決を試みる。具体的には財政比較分析表の公表スケジュールに基づき、2 時点のラグを設定する。ラグを取ることで通常この文脈の分析で問題になる同時性の問題は発生しない。また、2 時点のラグを取っていることで、系列相関がない場合は差分を取ることで推定できることを示す。さらに、系列相関がある場合も、それを前提に回帰モデルを修正することで、分析を行えることを示す。

論文の構成は以下の通りである。第 2 節では、背景となる財政比較分析表について解説し、空間計量分析の推定手法とデータについて復習する。第 3 節は空間計量経済分析を用いた場合の結果とその限界についてである。第 4 節は動学的回帰モデルと、使用するデータについて解説する。第 5 節はその推定結果であり、最後に、第 6 節で本研究をまとめる。

2. 背景と推計手法

2.1. 背景

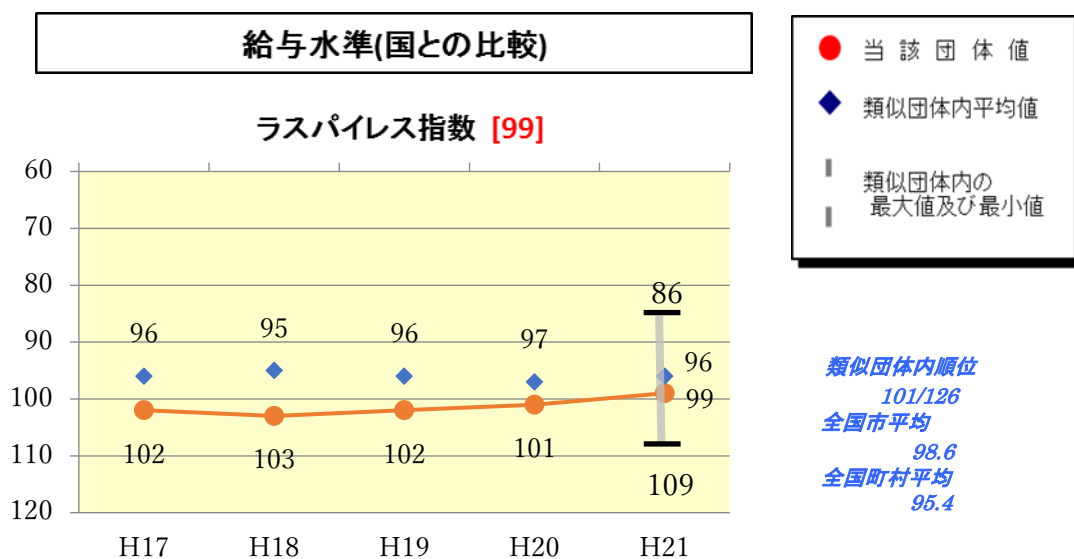
第 1 章では一言に自治体間の戦略的依存関係と言っても、背景には複数の仮説がありうることを説明した。地方公務員人件費に関してはその性質上、第 1 章で挙げた 3 つのモデルのうち、スピルオーバーモデルやリソースフローモデルが妥当するとは考えにくい。一方、政治家にとって公務員改革は、直接的には住民の痛みを伴わない、有権者受けの良いアピールとなるため、その「改革」の過程においてヤードスティック競争が生じる余地は十分にあると考えられる。

よってその実証分析においては、ヤードスティック競争モデルと整合的な参照先の設定が必要になるが、その参照先の設定に当たっては、第 1 章で解説した通りの理由で、類似団体区分を使用することを考える。これにより生じる基本的な利点を復習すると次の通りである。第 1 に、他のモデルによる説明を排除し、比較対象としての適切さが担保されることが挙げられる。第 2 に、そもそも比較参照を目的として設定された制度であり、実務においても参照先として活用されていることが挙げられる。これらはこれまでの章と共通する利点であるが、人件費関係の指標の場合、もう一つの重要な利点がある。

すなわち、人件費関係の指標については「財政比較分析表」において同一類似団体間の比較が視覚的になされており、情報共有の程度が向上している点である。同表では 1.財政力指数 2.経常収支比率 3. 実質公債費比率 4. 将来負担比率 5. ラス

パイレース指数 6. 人口 1,000 人当たり職員数 7. 人口一人当たり人件費・物件費等決算額（以下では簡略化のため「人件費等」と呼称）⁶⁶について，視覚的に把握しやすいグラフで類似団体との比較を行い，その原因についての分析も行っている。図 1 は該当のグラフを再現したものである⁶⁷。図 1 中の丸は当該団体の値，菱形は類似団体の平均値を表しており，最新年度における類似団体内での最大値・最小値も表示されている。このグラフにより，類似団体と比べてどういう状況にあるかといったことや，状況が直近でどう変化してきたかが容易に見て取れる構造になっている。また分析欄も存在し，類似団体より指標が悪い場合そのことに対するエクスキューズが書かれ，逆に類似団体よりも指標が良い場合はそのことが強調されるなど，同表を通じた比較が実際に行われている様も確認できる。つまり人件費関係の指標については財政比較分析表という公に設定されたヤードスティックが存在し，そこから各自治体は政治的圧力を受けていることから，ヤードスティック競争に基づいて実証分析を行うことは極めて自然な考えではないかと思われる。

図 1. 財政比較分析表



2.2.空間自己回帰モデル

自治体間の相互作用に関する研究では，一般に空間計量経済学の手法を用いて分析が行われる。そこで本章ではこれまで同様，まずは 2008 年から 2010 年まで

⁶⁶ 人件費に物件費と維持補修費を加え，退職金を引き，事業費支弁人件費を加えたものを人口で基準化した変数。

⁶⁷ 実際の財政比較分析表をもとに著者が作成しているため，細部の様式には違いがある。また，議論の焦点を絞るため，特に重要な部分についてだけ抜き出して説明する。実際の財政比較分析表については，2020 年 8 月現在，以下の「財政状況資料集」の中で確認できる。

https://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/jyoukyou_shiryou/index.html

の3年間にわたる市区町村パネルデータを用いて、以下の回帰モデルを推定する。

$$y_{it} = \rho \cdot \left(\sum_{j \neq i} w_{ij} \cdot y_{jt} \right) + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot x_{k,it} + \alpha_i + \tau_t + u_{it} \quad (1)$$

ここで i は市町村、 t は年を示す添字である。 y_{it} は地方公共団体 i のラスパイルズ指数、人口 1000 人当たり職員数、および、人口一人当たり人件費・物件費等決算額（人件費等）のいずれかである。 $x_{k,it}$ はその他の説明変数であり、 ρ と γ_k は推定の対象となるパラメータである。また、 α_i は市町村固定効果、 τ_t は時点効果、 u_{it} は誤差項である。

ここで w_{ij} は地方公共団体 j の y_{jt} が地方公共団体 i の y_{it} に与える影響を示すウェイトである。 I_{ij} を市町村 i とその参照先の市町村 j が同じ類似団体であるときに 1、それ以外の場合にゼロとなる変数とすると w_{ij} は以下のように表現できる。

$$w_{ij} \equiv \frac{I_{ij}}{\sum_{j \neq i} I_{ij}} \quad (2)$$

さらに、(1) 式の誤差項 u_{it} は以下の空間相関に従うと仮定する。

$$u_{it} = \lambda \cdot \sum_{j \neq i} m_{ij} \cdot u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで、 λ は空間的な自己相関係数、 m_{ij} は誤差項の空間ウェイト、 ε_{it} は期待値 0、標準偏差 σ の正規分布に従う確率変数である。第 2 章と同じく、本章では w_{ij} と m_{ij} を (i) 隣接区分 (ii) 距離区分 (iii) 類似団体区分 (iv) 類似団体区分と距離区分の組み合わせを元に 4 種類構成する⁶⁸。

⁶⁸ 各ウェイトの作成方法、使用データなどについては第 2 章を参照。

表 1. 記述統計量 (2008-2010)

変数名	Mean	S.D.	Min.	Max.	出典と単位
ラスパイレス指数	95.8	4.1	68.6	105.4	総務省「地方公共団体の主要財政指標一覧」
(人口千人当たり)職員数	10.5	5.7	3.4	67.3	総務省「市町村別決算状況調」(一人/人口千人)
(人口一人当たり)人件費 等	16.1	9.5	6.5	97.0	総務省「市町村別決算状況調」(万円/一人)
職員平均年齢	43.1	1.7	35.6	51.4	総務省「給与・定員等の状況」(歳)
一人当たり所得	114.8	38.0	45.4	670.0	総務省「統計でみる市区町村のすがた」(万円/一人)
一人当たり地方交付税	19.5	20.7	0.0	167.1	総務省「市町村別決算状況調」(万円/一人)
人口	71.3	181.1	0.5	3,620.6	総務省「住民基本台帳年齢別人口(市区町村別)」(千人)
面積	210.8	242.8	3.5	2,177.7	総務省「統計でみる市区町村のすがた」(k m ²)
可住地面積比率	48.5	29.8	2.1	100.0	総務省「統計でみる市区町村のすがた」より計算(%)
若年者比率	12.8	2.2	3.7	21.8	総務省「住民基本台帳年齢別人口(市区町村別)」(%)
高齢者比率	26.8	6.8	10.7	56.9	総務省「住民基本台帳年齢別人口(市区町村別)」(%)

2.3. データ (2008-2010)

推定には、第2章と同じ2008年から2010年までの3年分の市区町村パネルデータを用いる。使用する変数の記述統計量とその出典は表1の通りである。被説明変数にはラスパイレス指数、人口1000人当たり職員数、人口一人当たり人件費・物件費等決算額(人件費等)を用いる。この「人件費等」は人件費そのものではないが、「等」の部分に事業費支弁人件費や臨時職員、非常勤職員などに対する支出が含まれるため、より包括的な人件費として捉えることが可能である。

ただし類似団体はその名の通り市町村特性が類似する団体であることから、本当は政策の参照行動がないにも関わらず、市町村特性自体の動きを通じて政策の参照行動に見える結果が出てしまう恐れがある。そこでこれまでの各章と同様に、説明変数として一人当たり課税所得、一人当たり交付税額(普通交付税+特別交付税)、人口、面積、若年者比率(15歳未満人口が全人口に占める割合)、高齢者比率(65歳以上人口が全人口に占める割合)を考慮することで、個別の市町村の特性による動きをコントロールする。また、本章では年功序列制度などを想定し、職員の平均年齢を考慮する。また各地域の地理的な特性が人員計画に影響する可能性に鑑み、可住地面積比率を考慮する。

推定に用いる市町村数は1,637であり、縦(時間方向)に短く横(横断面方向)に大きい、いわゆる短いパネルデータであるため、推定にはこの点を考慮した最尤法推定(Lee and Yu 2010a)を用いた⁶⁹。

3. 空間計量経済分析による推定結果とその限界

3.1. 推定結果

ラスパイレス指数に関する結果は表2の通りである。モデルFHを除き、 ρ はすべてで統計的に有意になっている。対数尤度が最大となるモデルHIをベースに仮想的な非入れ子型検定を行うと⁷⁰、モデルCC, CF, IF, FC, FH, HF, HHは5%水準で棄却される。**M**として逆距離ウェイトを用いたケースはいずれも棄却されないことから、誤差項における相関がデータを得る空間単位と実際に被説明変数に影響を与える空間単位の間から生じていることが示唆される⁷¹。また、**W**に類似団体×距離区分ウェイトを用いた場合はAICが最小になるケースを含み(モデルHI)、推定値の範囲も0.192~0.203⁷²と安定している。これらの検証より、**W**に

⁶⁹ 推定においては、Belotti et al. (2014)によるStataモジュールを利用した。また、空間ウェイトの作成にはDrukker et al. (2013)を利用した。

⁷⁰ 仮想的な非入れ子型検定については第2章を参照。 $\chi^2(13)$ の臨界値は、有意水準=0.10, 0.05, 0.01でそれぞれ19.8, 22.4, および27.7である。

⁷¹ Anselin(1988)を参照。

⁷² 棄却されたモデルHF, HHを含めても0.192~0.368である。

類似団体×距離ウェイト， \mathbf{M} として逆距離ウェイトを用いた場合に，最も信頼できる推定結果が得られていると判断でき，その場合の ρ の推定値は0.192である。また，その他の説明変数の中では地方交付税が統計的に有意な正の値を取っている。職員平均年齢には有意な影響を確認できないが，ラスパイレス指数は年齢構成の影響を排除しているため，これはむしろ自然な結果であろう。また，一人当たり所得には統計的に有意な影響は認められなかった。

職員数に関する結果は表3の通りである。 ρ の推定値は \mathbf{W} に類似団体区分を用いるモデルでのみ，統計的に有意になっている（モデルFC，FI，FF，FH，HC，HI，HH）。また，対数尤度が最大となるモデルFHをベースに仮想的な非入れ子型検定を行うと， \mathbf{W} に類似団体ウェイトを用いないモデルはいずれも5%水準で棄却され，モデルFC，FI，FF，FHのみが残る。 ρ の推定値の範囲も0.407～0.544と安定していることから，参照先としての類似団体区分の妥当性が示唆される結果となっている。モデルFHでの ρ の推定値は0.455であり，ラスパイレス指数の場合と比べると幾分か大きい。また，その他の説明変数の中では地方交付税と高齢者比率が統計的に有意な正の値を取り，若年者比率と職員平均年齢が有意な負の値を取っている。職員平均年齢が人員数に負に寄与することは，人員削減が退職者不補充によって行われているためだと考えられる。

人件費等に関する結果は表4の通りである。モデルCCを除き， ρ はすべてで統計的に有意になっている。一方，対数尤度が最大となるモデルFCをベースに仮想的な非入れ子型検定を行うと，モデルFI以外はすべて棄却される。 \mathbf{W} に類似団体ウェイトを用いた場合， ρ の推定値の範囲も0.433～0.452⁷³と安定していることから，参照先としての類似団体区分の妥当性が示唆される結果となっている。モデルFCでの ρ の推定値は0.433であり，ラスパイレス指数の場合と比べると幾分か大きく，職員数の場合と同程度である。また，その他の説明変数の中では職員平均年齢と地方交付税が統計的に有意な正の値を取り，若年者比率と高齢者比率が有意な負の値を取っている。職員平均年齢は職員数に対しては負に寄与していたが，人件費等に対しては正に寄与している。これは職員給与が年齢に応じて上昇するためだと考えられる。

表2～表4のいずれにおいても，他の市町村が政策を変化させた場合，それと同じ方向に自己の政策を変化させることが示唆される結果となった。このことから，類似団体区分制度と財政比較分析表は市町村間に意図した相互参照を誘発していると解釈できよう。

⁷³ 棄却されたモデルFF，FHを含めても0.387～0.465である。

表 2. 推定結果 (ラスパイレス指数)

	Model CC	Model CI	Model CF	Model CH	Model IC	Model II	Model IF	Model IH
W: 相互作用ウェイト	CG	CG	CG	CG	ID	ID	ID	ID
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.404** (0.064)	0.109** (0.027)	0.170** (0.024)	0.141** (0.026)	0.772** (0.123)	0.696** (0.158)	0.880** (0.074)	0.824** (0.100)
誤差項相互作用 (λ)	-0.279** (0.084)	0.779** (0.123)	0.138 (0.075)	0.195** (0.039)	0.107** (0.027)	0.702** (0.158)	0.124 (0.075)	0.189** (0.039)
職員平均年齢	-0.042 (0.038)	-0.034 (0.040)	-0.041 (0.039)	-0.046 (0.039)	-0.037 (0.040)	-0.033 (0.040)	-0.037 (0.039)	-0.043 (0.039)
一人当たり所得	0.006 (0.004)	0.007 (0.005)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)	0.007 (0.005)	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)
一人当たり地方交付税	0.067** (0.013)	0.080** (0.015)	0.077** (0.015)	0.075** (0.015)	0.076** (0.015)	0.079** (0.015)	0.075** (0.015)	0.073** (0.015)
人口	-0.008 (0.016)	0.001 (0.018)	-0.001 (0.019)	-0.002 (0.020)	0.001 (0.018)	0.003 (0.018)	0.006 (0.019)	0.004 (0.020)
面積	-0.003 (0.016)	-0.001 (0.016)	-0.001 (0.017)	0.000 (0.017)	-0.001 (0.016)	-0.001 (0.016)	-0.001 (0.017)	0.000 (0.017)
可住地面積比率	0.009 (0.030)	0.011 (0.032)	0.015 (0.032)	0.014 (0.032)	0.012 (0.032)	0.010 (0.032)	0.012 (0.032)	0.012 (0.032)
若年者比率	-0.105 (0.100)	-0.155 (0.109)	-0.139 (0.107)	-0.142 (0.108)	-0.163 (0.108)	-0.157 (0.109)	-0.156 (0.107)	-0.153 (0.108)
高齢者比率	0.031 (0.059)	0.065 (0.074)	0.010 (0.070)	0.016 (0.071)	0.053 (0.071)	0.074 (0.073)	0.044 (0.069)	0.043 (0.071)
Log Likelihood	-4,684.1	-4,676.9	-4,685.2	-4,675.0	-4,677.4	-4,678.7	-4,683.8	-4,673.7
AIC	9,394.2	9,379.8	9,396.3	9,376.1	9,380.8	9,383.4	9,393.7	9,373.4
BIC	9,473.4	9,459.0	9,475.5	9,455.3	9,460.0	9,462.6	9,472.9	9,452.6
Sample size	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

表 2. 推定結果 (ラスパイレス指数, 続き)

	Model FC	Model FI	Model FF	Model FH	Model HC	Model HI	Model HF	Model HH
W: 相互作用ウェイト	FM	FM	FM	FM	HB	HB	HB	HB
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.168* (0.065)	0.155* (0.066)	0.810** (0.021)	-0.075 (0.104)	0.203** (0.038)	0.192** (0.038)	0.328** (0.043)	0.368** (0.085)
誤差項相互作用 (λ)	0.168** (0.025)	0.886** (0.071)	-3.426** (0.315)	0.268** (0.045)	0.136** (0.026)	0.824** (0.101)	-0.358* (0.150)	-0.155 (0.120)
職員平均年齢	-0.037 (0.040)	-0.032 (0.040)	-0.019 (0.033)	-0.046 (0.040)	-0.041 (0.040)	-0.036 (0.040)	-0.043 (0.039)	-0.042 (0.039)
一人当たり所得	0.007 (0.004)	0.006 (0.005)	0.005* (0.002)	0.007 (0.004)	0.007 (0.004)	0.006 (0.005)	0.009* (0.004)	0.007 (0.004)
一人当たり地方交付税	0.075** (0.015)	0.077** (0.015)	0.018** (0.006)	0.082** (0.016)	0.072** (0.015)	0.074** (0.015)	0.066** (0.013)	0.065** (0.014)
人口	-0.000 (0.018)	0.004 (0.019)	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.021)	-0.003 (0.018)	0.002 (0.018)	-0.016 (0.016)	-0.006 (0.016)
面積	0.000 (0.016)	-0.000 (0.016)	0.004 (0.014)	-0.000 (0.017)	0.001 (0.016)	0.000 (0.016)	-0.000 (0.016)	-0.001 (0.016)
可住地面積比率	0.017 (0.033)	0.013 (0.032)	0.014 (0.028)	0.015 (0.032)	0.016 (0.032)	0.013 (0.032)	0.015 (0.032)	0.017 (0.032)
若年者比率	-0.156 (0.109)	-0.155 (0.110)	-0.166* (0.080)	-0.138 (0.109)	-0.152 (0.109)	-0.151 (0.109)	-0.144 (0.105)	-0.134 (0.105)
高齢者比率	0.022 (0.073)	0.067 (0.075)	0.121** (0.040)	0.017 (0.072)	0.025 (0.071)	0.062 (0.074)	0.065 (0.067)	0.029 (0.065)
Log Likelihood	-4,684.6	-4,682.5	-4,674.2	-4,689.6	-4,673.9	-4,672.4	-4,683.9	-4,686.7
AIC	9,395.3	9,390.9	9,374.4	9,405.1	9,373.8	9,370.9	9,393.8	9,399.4
BIC	9,474.5	9,470.2	9,453.6	9,484.4	9,453.0	9,450.1	9,473.0	9,478.6
Sample size	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

表 3. 推定結果（職員数）

	Model CC	Model CI	Model CF	Model CH	Model IC	Model II	Model IF	Model IH
W: 相互作用ウェイト	CG	CG	CG	CG	ID	ID	ID	ID
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	-0.054 (0.105)	0.011 (0.029)	0.036 (0.025)	0.030 (0.027)	0.244 (0.209)	0.100 (0.245)	0.297 (0.182)	0.285 (0.187)
誤差項相互作用 (λ)	0.099 (0.104)	0.461* (0.208)	0.421** (0.056)	0.062 (0.047)	0.029 (0.030)	0.442 (0.228)	0.419** (0.056)	0.061 (0.046)
職員平均年齢	-0.044** (0.013)	-0.044** (0.013)	-0.040** (0.013)	-0.043** (0.013)	-0.045** (0.013)	-0.044** (0.013)	-0.040** (0.013)	-0.044** (0.013)
一人当たり所得	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
一人当たり地方交付税	0.067** (0.005)	0.066** (0.005)	0.048** (0.006)	0.064** (0.005)	0.065** (0.005)	0.065** (0.005)	0.047** (0.006)	0.062** (0.005)
人口	0.009 (0.006)	0.010 (0.006)	0.008 (0.007)	0.010 (0.006)	0.010 (0.006)	0.010 (0.006)	0.009 (0.007)	0.010 (0.006)
面積	-0.003 (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.005)
可住地面積比率	-0.002 (0.011)	-0.003 (0.011)	-0.003 (0.010)	-0.003 (0.011)	-0.004 (0.011)	-0.004 (0.011)	-0.003 (0.010)	-0.004 (0.011)
若年者比率	-0.291** (0.037)	-0.292** (0.036)	-0.289** (0.036)	-0.285** (0.036)	-0.287** (0.036)	-0.292** (0.036)	-0.293** (0.036)	-0.288** (0.036)
高齢者比率	0.040 (0.023)	0.040 (0.024)	0.032 (0.023)	0.038 (0.023)	0.039 (0.023)	0.040 (0.024)	0.032 (0.023)	0.038 (0.023)
Log Likelihood	-1,061.6	-1,060.0	-1,041.4	-1,061.1	-1,061.1	-1,059.9	-1,041.2	-1,060.7
AIC	2,149.2	2,145.9	2,108.8	2,148.3	2,148.1	2,145.9	2,108.3	2,147.4
BIC	2,228.4	2,225.1	2,188.1	2,227.5	2,227.4	2,225.1	2,187.5	2,226.6
Sample size	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト（類似団体ウェイト）、逆距離ウェイト、隣接ウェイト、類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

表 3. 推定結果（職員数，続き）

	Model FC	Model FI	Model FF	Model FH	Model HC	Model HI	Model HF	Model HH
W: 相互作用ウェイト	FM	FM	FM	FM	HB	HB	HB	HB
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.411** (0.046)	0.407** (0.046)	0.544** (0.055)	0.455** (0.044)	0.147** (0.039)	0.138** (0.039)	-0.044 (0.055)	0.475** (0.044)
誤差項相互作用 (λ)	0.049 (0.026)	0.437* (0.188)	-0.518* (0.222)	-0.153** (0.051)	0.026 (0.027)	0.319 (0.208)	0.457** (0.066)	-0.539** (0.075)
職員平均年齢	-0.042** (0.013)	-0.041** (0.013)	-0.043** (0.013)	-0.042** (0.013)	-0.043** (0.013)	-0.043** (0.013)	-0.039** (0.013)	-0.043** (0.012)
一人当たり所得	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
一人当たり地方交付税	0.046** (0.005)	0.046** (0.005)	0.043** (0.005)	0.045** (0.005)	0.059** (0.005)	0.059** (0.005)	0.048** (0.006)	0.047** (0.005)
人口	0.009 (0.006)	0.009 (0.006)	0.009* (0.005)	0.009 (0.005)	0.009 (0.006)	0.010 (0.006)	0.008 (0.007)	0.008* (0.004)
面積	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.005 (0.005)
可住地面積比率	-0.002 (0.011)	-0.003 (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.003 (0.011)	-0.003 (0.011)	-0.003 (0.010)	-0.005 (0.010)
若年者比率	-0.288** (0.035)	-0.293** (0.036)	-0.272** (0.034)	-0.274** (0.035)	-0.286** (0.036)	-0.290** (0.036)	-0.288** (0.036)	-0.248** (0.033)
高齢者比率	0.045* (0.023)	0.048* (0.023)	0.058** (0.021)	0.047* (0.021)	0.041 (0.023)	0.042 (0.023)	0.032 (0.023)	0.052** (0.019)
Log Likelihood	-1,027.5	-1,026.8	-1,025.8	-1,024.7	-1,054.6	-1,053.9	-1,042.1	-1,036.9
AIC	2,080.9	2,079.6	2,077.6	2,075.3	2,135.2	2,133.9	2,110.2	2,099.7
BIC	2,160.1	2,158.9	2,156.8	2,154.6	2,214.4	2,213.1	2,189.4	2,178.9
Sample size	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト（類似団体ウェイト）、逆距離ウェイト、隣接ウェイト、類似団体×逆距離ウェイトを指す。(iii) 括弧内は標準誤差。(iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む。

表 4. 推定結果 (人件費等)

	Model CC	Model CI	Model CF	Model CH	Model IC	Model II	Model IF	Model IH
W: 相互作用ウェイト	CG	CG	CG	CG	ID	ID	ID	ID
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.079 (0.054)	0.157** (0.024)	0.161** (0.023)	0.124** (0.024)	0.330* (0.152)	0.562** (0.146)	0.494** (0.129)	0.404** (0.145)
誤差項相互作用 (λ)	0.157** (0.058)	0.812** (0.110)	0.558** (0.041)	0.384** (0.036)	0.209** (0.026)	0.891** (0.070)	0.573** (0.040)	0.415** (0.034)
職員平均年齢	0.075* (0.032)	0.073* (0.032)	0.085** (0.031)	0.085** (0.031)	0.075* (0.032)	0.076* (0.032)	0.090** (0.031)	0.089** (0.031)
一人当たり所得	0.002 (0.004)	0.004 (0.004)	0.001 (0.003)	0.003 (0.004)	0.002 (0.004)	0.003 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.002 (0.004)
一人当たり地方交付税	0.335** (0.013)	0.331** (0.012)	0.251** (0.014)	0.291** (0.014)	0.335** (0.013)	0.339** (0.012)	0.253** (0.015)	0.291** (0.014)
人口	0.013 (0.015)	0.019 (0.015)	0.005 (0.017)	0.010 (0.017)	0.015 (0.015)	0.022 (0.015)	0.008 (0.017)	0.012 (0.018)
面積	-0.017 (0.013)	-0.016 (0.013)	-0.013 (0.013)	-0.013 (0.013)	-0.017 (0.013)	-0.015 (0.013)	-0.012 (0.013)	-0.012 (0.013)
可住地面積比率	-0.002 (0.026)	-0.004 (0.026)	-0.001 (0.025)	0.001 (0.025)	-0.003 (0.026)	-0.004 (0.026)	-0.001 (0.025)	0.001 (0.025)
若年者比率	-0.362** (0.088)	-0.327** (0.088)	-0.386** (0.085)	-0.348** (0.086)	-0.353** (0.088)	-0.346** (0.088)	-0.422** (0.085)	-0.362** (0.087)
高齢者比率	-0.223** (0.058)	-0.198** (0.059)	-0.217** (0.056)	-0.166** (0.059)	-0.206** (0.060)	-0.203** (0.060)	-0.227** (0.057)	-0.163** (0.060)
Log Likelihood	-3,954.6	-3,946.1	-3,901.1	-3,908.2	-3,953.4	-3,960.6	-3,918.4	-3,917.4
AIC	7,935.2	7,918.1	7,828.2	7,842.4	7,932.8	7,947.2	7,862.8	7,860.7
BIC	8,014.4	7,997.4	7,907.4	7,921.7	8,012.1	8,026.4	7,942.0	7,939.9
Sample size	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す. (iii) 括弧内は標準誤差. (iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む.

表 4. 推定結果 (人件費等, 続き)

	Model FC	Model FI	Model FF	Model FH	Model HC	Model HI	Model HF	Model HH
W: 相互作用ウェイト	FM	FM	FM	FM	HB	HB	HB	HB
M: 誤差項ウェイト	CG	ID	FM	HB	CG	ID	FM	HB
財政相互作用 (ρ)	0.433** (0.033)	0.452** (0.032)	0.465** (0.043)	0.387** (0.041)	0.333** (0.028)	0.343** (0.027)	0.320** (0.040)	0.493** (0.040)
誤差項相互作用 (λ)	0.192** (0.026)	0.889** (0.071)	-0.016 (0.125)	0.221** (0.044)	0.149** (0.027)	0.776** (0.122)	0.221* (0.096)	-0.248** (0.081)
職員平均年齢	0.085** (0.031)	0.089** (0.031)	0.088** (0.031)	0.093** (0.031)	0.084** (0.031)	0.087** (0.031)	0.090** (0.031)	0.082** (0.030)
一人当たり所得	-0.001 (0.003)	0.001 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.000 (0.003)	-0.004 (0.003)
一人当たり地方交付税	0.250** (0.014)	0.253** (0.014)	0.239** (0.014)	0.255** (0.014)	0.270** (0.013)	0.273** (0.013)	0.260** (0.013)	0.227** (0.016)
人口	0.009 (0.014)	0.015 (0.014)	0.012 (0.014)	0.009 (0.016)	0.011 (0.014)	0.015 (0.014)	0.008 (0.015)	0.014 (0.012)
面積	-0.012 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.012 (0.013)	-0.012 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)
可住地面積比率	0.005 (0.026)	0.004 (0.025)	0.006 (0.025)	0.006 (0.025)	0.003 (0.025)	0.002 (0.025)	0.004 (0.025)	0.004 (0.025)
若年者比率	-0.354** (0.086)	-0.344** (0.086)	-0.407** (0.084)	-0.387** (0.085)	-0.348** (0.085)	-0.335** (0.086)	-0.395** (0.085)	-0.376** (0.081)
高齢者比率	-0.139* (0.058)	-0.122* (0.059)	-0.194** (0.055)	-0.172** (0.057)	-0.137* (0.057)	-0.126* (0.059)	-0.189** (0.056)	-0.154** (0.050)
Log Likelihood	-3,876.7	-3,880.8	-3,903.7	-3,891.4	-3,888.7	-3,892.6	-3,901.1	-3,899.2
AIC	7,779.3	7,787.5	7,833.5	7,808.8	7,803.3	7,811.3	7,828.2	7,824.4
BIC	7,858.5	7,866.8	7,912.7	7,888.0	7,882.5	7,890.5	7,907.4	7,903.6
Sample size	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274	3274

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) FM, ID, CG, HB はそれぞれ財政指数表の区分に基づくウェイト (類似団体ウェイト), 逆距離ウェイト, 隣接ウェイト, 類似団体×逆距離ウェイトを指す. (iii) 括弧内は標準誤差. (iv) すべて市町村固定効果と時点効果を含む.

3.2. 上記分析の限界

しかし、前節における分析には以下の2つの限界がある。第1に、前節の分析は実際の公表指標の近似値を用いた分析になっていることである。具体的には、財政比較分析表の公表指標は自治体*i*自身を含めて計算されるが、空間計量経済分析においては $w_{ii} = 0$ であるため、自治体*i*が計算に含まれない。自治体が財政比較分析表の公表指標を見て反応するのであれば、回帰モデルはたとえば自治体*i*自身を含んだ平均 \bar{y}_i を用い、以下のように表現したほうが良いかもしれない。

$$y_{it} = \beta \cdot \bar{y}_i + \mathbf{X}'_{it} \cdot \boldsymbol{\theta} + U_{it} \quad (4)$$

$$y_{it} = \left(\sum_{j \neq i} \frac{I_{ij}}{\sum_{j \neq i} I_{ij}} y_{jt} \right) \cdot b_g \cdot \beta + \mathbf{X}'_{it} \cdot s_g \cdot \boldsymbol{\theta} + s_g \cdot U_{it} \quad (5)$$

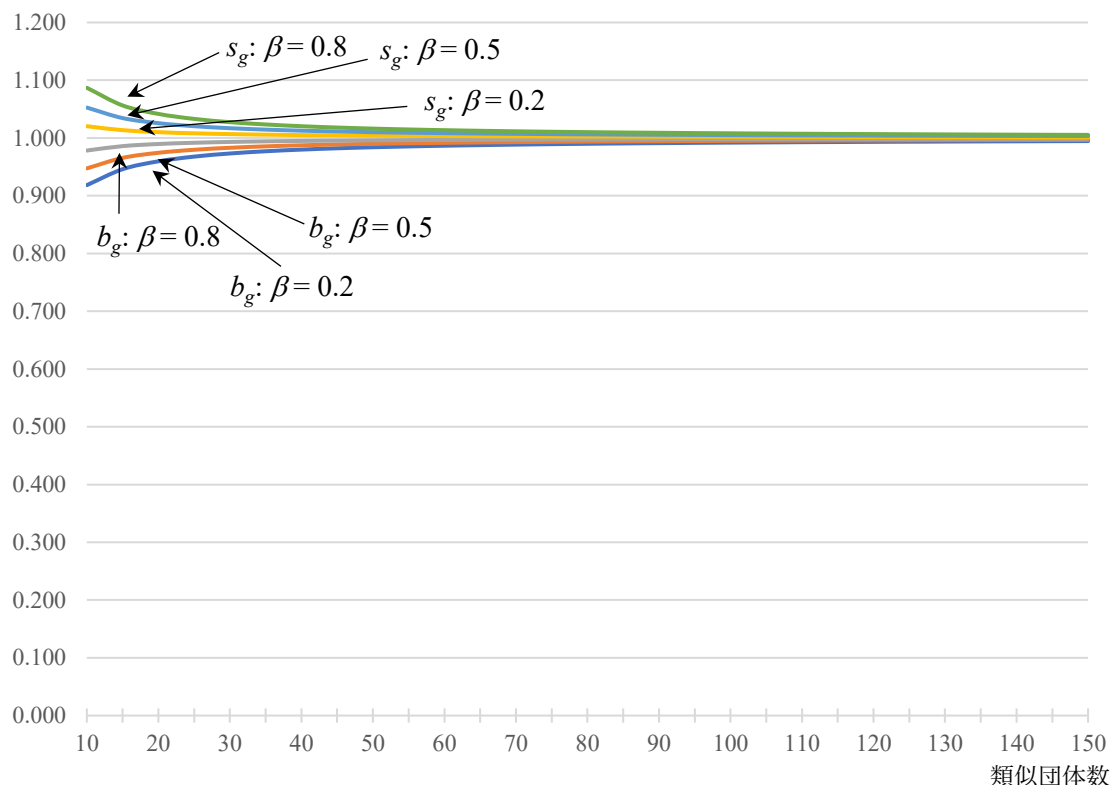
ここで、 b_g および s_g を以下のように定義する（ g は類似団体区分を示す）。

$$b_g \equiv \frac{\sum_{j \neq i} I_{ij}}{1 + \sum_{j \neq i} I_{ij} - \beta}; \quad s_g \equiv \frac{1 + \sum_{j \neq i} I_{ij}}{1 + \sum_{j \neq i} I_{ij} - \beta} \quad (6)$$

b_g および s_g は各類似団体に属する市町村数に応じ異なる。ここで次の点に留意したい。まず $\beta \in (0, 1)$ ならば、 b_g は1より小さい値をとり、 β が1に近づく、もしくは同一の類似区分に属する団体数が増加するほど、 b_g は1に近づく。また $\beta \in (0, 1)$ ならば、 s_g は1より大きい値をとり、 β が0に近づく、もしくは同一の類似区分に属する団体数が増加するほど s_g は1に近づく。

図2には β がそれぞれ、0.2、0.5、0.8である場合の類似団体数に応じた b_g と s_g の値が記してある。ここから b_g と s_g の1からの誤差は、類似団体数が10以上では10%未満、40以上では2%未満、そして、80以上では1%未満であることが分かる。第1章の表1のとおり、平成22年度で市町村数が10以下の類似団体区分は3つ、市町村数が10~39の区分は14、40~80の区分は12、そして80以上の区分は6つある。したがって、 b_g と s_g の値は1から大きく乖離せず、 $\rho \approx b_g \cdot \beta$ 、 $\boldsymbol{\gamma} \approx s_g \cdot \boldsymbol{\theta}$ 、 $u_{it} \approx s_g \cdot U_{it}$ と近似しても大きな問題はないと言えそうである。しかしながら、この点を考慮して分析を行うことができるのであれば、もちろんそちらのほうが望ましいであろう。

図 2. 類似団体数と b_g および s_g の値



第 2 に、前節の分析では自治体が情報を入手する時間上のラグを明示的に考慮していない点が挙げられる。特定の年度に公表される財政比較分析表における指標は、2 年前までのデータに基づいている。たとえば、平成 31 年 3 月に公表された「平成 29 年度財政状況資料集」では平成 29 年度のデータまでの直近 5 年分の財政指標が示されている。つまり、自治体が財政比較分析表の公表指標を見て反応するのであれば、実際には 2 年前のデータに反応していることになると考えられるため、分析においてもデータ入手に係るラグを考慮したほうが望ましいのではないかと思われる。

4. 動学推定

4.1. 動学的回帰モデル

前節で提示した 2 つの限界に対し、以下では動学的手法を用いることで解決を試みる⁷⁴。具体的には以下のような回帰モデルを考える。

⁷⁴ なお、財政競争の文脈において動学的手法を使用した研究としては、たとえば、Hayashi and Boadway (2001), Revelli (2001, 2002), Foucault (2008), Caldeira (2012), Bartolini and Santolini (2012), Esteller-Moré and Rizzo (2014) などがある。

$$y_{it} = \rho \cdot \bar{y}_{g,t-2} + \gamma \cdot X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\text{where } \bar{y}_{g,t-2} = w_{it-2} \cdot y_{it-2} + \sum_{s \neq i, s \in g} w_{st-2} \cdot y_{st-2} \quad (8)$$

$$1 = w_{it-2} + \sum_{s \neq i, s \in g} w_{st-2}$$

ここで y_{it} は前節と同様の人件費関係の政策変数であり、具体的にはラスパイレス指数、職員数、人件費等のいずれかとなる。 $\bar{y}_{g,t-2}$ は自治体 i が所属する類似団体 g について財政比較分析表において t 年度に公表される財政指標であり、それは2年前の y の加重平均として表される⁷⁵。たとえば y_{it} としてラスパイレス指数を用いた場合、図1で菱形で表されるラスパイレス指数の類似団体内平均値を公表されている統計表から取得し、 $\bar{y}_{g,t-2}$ として使用する⁷⁶。 ρ はそのパラメータであり、 w_{it} は同じ区分に属する類似団体を加重平均するウェイトである。また X_{it} 、 γ はその他の説明変数とそのパラメータ $x_{k,it}$ 、 γ_k を k に関してスタックしたもの、 α_i は固定効果、 ε_{it} は誤差項である。

この(7)式の差分を取り固定効果を除去することで以下を得る。

$$y_{it} - y_{it-1} = \rho \cdot (\bar{y}_{g,t-2} - \bar{y}_{g,t-3}) + \gamma \cdot (X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$$

さらに(8)式を利用すると以下のように表現できる。

$$y_{it} - y_{it-1} = \rho \cdot \left(w_{it-2} \cdot y_{it-2} + \sum_{s \neq i, s \in g} w_{st-2} \cdot y_{st-2} - w_{it-3} \cdot y_{it-3} - \sum_{s \neq i, s \in g} w_{st-3} \cdot y_{st-3} \right) + \gamma \cdot (X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (9)$$

(9)式はよくある1期ラグのモデル、

$$y_{it} = \rho \cdot y_{it-1} + \gamma \cdot X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$y_{it} - y_{it-1} = \rho \cdot (y_{it-1} - y_{it-2}) + \gamma \cdot (X_{it} - X_{it-1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (11)$$

の場合と異なり、必ずしも内生性があるとは限らない。(11)式の場合、定義上 y_{it-1} と ε_{it-1} は相関するため $(y_{it-1} - y_{it-2})$ と $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$ も相関するが、(9)式は2時点の

⁷⁵ なお、予算編成過程などを考慮しさらなるラグを取ることも考えられるが、本章で分析するデータは決算ベースであるため、補正予算などの存在を加味し、ここでは2年のラグで分析することとする。

⁷⁶ 図1は平成21年度財政比較分析表のグラフを模したものであるため、平成17年度から平成21年度までの5年分の計数が示されている。一般にN年度財政比較分析表では、N年度を含む直近5年度分の計数が掲載される。

ラグを取っていることが影響し、そのような関係が生じていないためである。しかし (9) 式においても系列相関がある場合は内生性の問題が発生する。たとえば 1 次の系列相関がある場合、 ε_{it-1} と ε_{it-2} は相関することになるから、 ε_{it-2} の影響をうける説明変数の 1 つである y_{it-2} と誤差項内の ε_{it-1} が相関することになる。よって以下の推定では誤差項の系列相関の有無が重要となる。この点は後述する Arellano and Bond (1991) によって開発された系列相関の検定を用いることで確認する。

また、先行研究では、誤差項の空間相関を考慮せずにモデルを推定した場合、実際には政策的な相互作用がないにもかかわらず、誤った印象を与える結果が生じる可能性があることが指摘されてきた (Case et al. 1993, Brueckner 1998, Brueckner and Saavedra 2001, Revelli 2001)。この点についてこれまでの各章では、誤差項を様々なパターンでウェイト付けた上で λ として推定することで対処してきたが⁷⁷、ここではそのような対応が難しいため、次の 2 つの方法によって解決を試みる。まず第 2 章でも追加的に使用した 8 地域ブロック×時点のダミー⁷⁸を用いることで、地理的に共通する攪乱要因をより柔軟に取り込むことを試みる。次に類似団体内での誤差項の相関を前提とした、類似団体をクラスターとする標準誤差を用いる。ただし、Cameron et al. (2008) などで指摘されているように、クラスター数が少ない場合、クラスター・ロバスト標準誤差は過小推定される傾向を持つ。本章の分析におけるクラスター数は 132 (ADL モデルでは 99) と小さくはないが、念のため標準的な robust オプションの場合の結果を併記した上で、クラスター・ロバスト標準誤差に基づいて議論することとしたい。なお Arellano and Bond (1991) 検定及び下記の推計には、Roodman (2009) が開発した Stata アドインである `abar` を用いた⁷⁹。

誤差項に 1 次の系列相関がある場合、以下の (12) 式の表現を代入することで推定式を (13) のように書き換える。

$$\varepsilon_{it} = \theta \cdot \varepsilon_{it-1} + e_{it} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} y_{it} &= \rho \cdot \bar{y}_{g,t-2} + \gamma \cdot X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} = \rho \cdot \bar{y}_{g,t-2} + \gamma \cdot X_{it} + \alpha_i + \theta \cdot \varepsilon_{it-1} + e_{it} \\ &= \rho \cdot \bar{y}_{g,t-2} + \gamma \cdot X_{it} + \alpha_i + \theta \cdot (y_{it-1} - \rho \cdot \bar{y}_{g,t-3} - \gamma \cdot X_{it-1} - \alpha_i) + e_{it} \end{aligned}$$

⁷⁷ たとえば第 2 章 (4) 式を参照。

⁷⁸ 標準的な「八地方区分」に基づいて分割している。詳細は第 2 章を参照のこと。

⁷⁹ Arellano and Bond (1991) 検定は典型的には GMM による動学パネル分析の後に用いる検定であるが、特にそれに限定されることなく、使用することができる。また、同検定は誤差項のクラスターを考慮した場合でも使用することができる。詳細については `abar` の `help` を参照のこと。

$$\begin{aligned}
&= \theta \cdot y_{it-1} + \rho \cdot \bar{y}_{g,t-2} - \theta \cdot \rho \cdot \bar{y}_{g,t-3} + \gamma \cdot X_{it} - \theta \cdot \gamma \cdot X_{it-1} \\
&+ (1 - \theta) \cdot \alpha_i + e_{it}
\end{aligned} \tag{13}$$

上記(13)式のパラメータを $-\theta \cdot \rho = \eta$, $-\theta \cdot \gamma = \phi$, $(1 - \theta) \cdot \alpha_i = \mu_i$ と定義する⁸⁰ことで、これはさらに次の自己回帰分布ラグモデル (ADL モデル) として表現できる。

$$y_{it} = \theta \cdot y_{it-1} + \rho \cdot \bar{y}_{g,t-2} + \eta \cdot \bar{y}_{g,t-3} + \gamma \cdot X_{it} + \phi \cdot X_{it-1} + \mu_i + e_{it} \tag{14}$$

これに関し (3) 式と同様に階差をとると以下を得る。

$$\begin{aligned}
y_{it} - y_{it-1} &= \theta \cdot (y_{it-1} - y_{it-2}) + \rho \cdot (\bar{y}_{g,t-2} - \bar{y}_{g,t-3}) + \eta \cdot (\bar{y}_{g,t-3} - \bar{y}_{g,t-4}) \\
&+ \gamma \cdot (X_{it} - X_{it-1}) + \phi \cdot (X_{it-1} - X_{it-2}) + (e_{it} - e_{it-1}) \\
&= \theta \cdot (y_{it-1} - y_{it-2}) + \rho \cdot \bar{y}_{g,t-2} + (\eta - \rho) \cdot \bar{y}_{g,t-3} - \eta \cdot \bar{y}_{g,t-4} \\
&+ \gamma \cdot X_{it} + (\phi - \gamma) \cdot X_{it-1} - \phi \cdot X_{it-2} + (e_{it} - e_{it-1})
\end{aligned} \tag{15}$$

なお、 e_{it-1} は明らかに y_{it-1} に影響を与えるから、(15)式における説明変数 $(y_{it-1} - y_{it-2})$ は $(e_{it} - e_{it-1})$ と相関し、内生変数となる。この問題に対しては従属変数 y_{it} の2期以上のラグ値を操作変数とした Arellano-Bond 推定量を用いることで対処する (Arellano and Bond 1991)⁸¹。

なおこの場合、 e_{it} に1次の系列相関があると y_{it} のラグ値が有効な操作変数とならないことはよく知られているが、(12)式の表現ではそもそも e_{it} の系列相関を想定していないことに注意が必要である。仮に系列相関が検出される場合、内生性の問題の他、そもそも(12)式の定式化に問題があったということが示唆される。この点に関しては上記の差分推計の場合と同様、推定後に Arellano and Bond (1991)の検定を用いて検証する⁸²。

⁸⁰ ただしこれらの再定義後のパラメータに経済学的意味を与えるのは困難である。

⁸¹ 2段階推定を行っている。また、標準誤差には Windmeijer (2005) の修正を加えている。

⁸² たとえば ε_{it} に2次の相関が認められる場合、(12)式の代わりに $\varepsilon_{it} = \theta_1 \cdot \varepsilon_{it-1} + \theta_2 \cdot \varepsilon_{it-2} + e_{it}$ を用いて得られる(15)式と同様の表現に基づいて推定するのも一案であるが、ここではこれ以上の展開は割愛する。

表 5. 記述統計量 (2008-2014)

変数名	Mean	S.D.	Min.	Max.	出典と単位
ラスパイレス指数	98.6	5.2	68.8	113.7	総務省「地方公共団体の主要 財政指標一覧」(各年度翌年 4 月 1 日付の値)
(人口千人当たり)職員数	10.9	6.2	3.2	67.8	総務省「市町村別決算状況 調」(一人/人口千人)
(人口一人当たり)人件費 等	17.7	11.6	6.5	140.3	総務省「市町村別決算状況 調」(万円/一人)
ラスパイレス指数(指標)	98.5	4.2	90.9	110.7	総務省「財政比較分析表」(各 年度翌年 4 月 1 日付の値)
職員数(指標)	10.6	4.5	5.8	23.8	総務省「財政比較分析表」(一 人/人口千人)
人件費等(指標)	17.1	7.9	9.8	39.9	総務省「財政比較分析表」(万 円/一人)
職員平均年齢	42.8	1.8	34.9	51.4	総務省「給与・定員等の状況」 (歳)
一人当たり所得	110.6	36.5	34.5	687.6	総務省「統計でみる市区町村 のすがた」(万円/一人)
一人当たり地方交付税	22.0	23.3	0.0	209.9	総務省「市町村別決算状況 調」(万円/一人)
人口	75.1	208.5	0.4	3,714.2	総務省「住民基本台帳年齢別 人口(市区町村別)」(千人)
面積	220.6	249.1	3.5	2,177.7	総務省「統計でみる市区町村 のすがた」(k m ²)
可住地面積比率	47.4	29.2	2.4	100.0	総務省「統計でみる市区町村 のすがた」より計算(%)
若年者比率	12.4	2.3	3.5	22.0	総務省「住民基本台帳年齢別 人口(市区町村別)」(%)
高齢者比率	28.0	6.7	12.0	57.8	総務省「住民基本台帳年齢別 人口(市区町村別)」(%)

4.2. データ（2008-2014）

推定の対象期間は 2008 年度から 2014 年度にかけての 7 年間であり、記述統計量は表 5 の通りである⁸³。なお 2011 年より、類似団体区分を定義するのに使用される国勢調査が平成 17 年調査から平成 22 年調査に切り替わっている。このため、第 2 章で議論したウェイトの内生性に関わる議論を再検討する必要があるが、ここではラグを取っているため、逆の因果関係は生じない。また、念のためこの期間に類似団体区分が変わらない市町村のみを分析の対象とすることでも、この点に配慮した。この結果、最終的な市区町村数は各年 1,210 となり、ラグを取る前の標本規模は 8,470 となった。

動学的回帰モデルにおいて核となる説明変数は、被説明変数それぞれに対応する財政比較分析表の実際の公表指標である。前節で説明したように、その 2 期のラグを取ったものの係数を見ることで、政策の参照行動が見られるかを確認することが本節の目的である。また固定効果を含めることにより、時点により不変な特性の影響をコントロールする。さらに前節で議論した通り、8 地域ごとに異なる時点のダミーを加えることで、時点効果をより柔軟に統制することを考える⁸⁴。

5. 動学的回帰モデルによる推定結果

5.1. 系列相関とモデル選択

表 6 は (9) 式に基づく推定結果である。表では $\bar{y}_{g,t-2}$ を「公表指標 (t-2)」と表記しており、同行に記されている数値は同変数の係数 (ρ) の推定値である。第 2 章の第 4 節でも説明したように、ヤードスティック競争による理論的な予測は正の傾きに矛盾しない。また、実際のところ歳出競争に関する研究の多くは正の傾きを推定している。よって ρ はプラスで有意に推定されると予想される。また表 6 のうち、左側 3 列の結果は Huber-White のロバスト標準誤差を用いた場合の結果であり、右側 3 列はクラスター・ロバスト標準誤差を用いた場合の結果である。いずれの推計においても双方の結果に大きな差異は見られなかったため、以下では主に後者の結果に基づき議論を進める。

⁸³ 3 年分のデータでは動学推定が行えないため、使用するデータ期間を増やしている。なおデータの構成方法など、共通事項については説明を割愛する。

⁸⁴ この期間には東日本大震災による国家公務員の給与減額支給措置 (2012~2013 年度) とそれに続く地方公務員への給与削減要請 (2013 年 1 月) があった (石田 2015)。この観点からも時点ダミー変数を加えることは重要である。また、財政比較分析表のラスパイレズ指数の各年度値は実際にはその翌年度の 4 月 1 日時点の値であるため、国家公務員側の政策変更の影響が 1 年ずれて 2011, 2012 に発生している。ここでは被説明変数も同様に 1 年ずらすことで取り扱いを合わせるが、このずれは国家公務員側の給与減額という画一的な要因であるため、時点ダミーを加えることで吸収される。

表6. 推定結果（基本モデル）

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	ラス指数	職員数	人件費等	ラス指数	職員数	人件費等
公表指標 (t-2)	-0.050 (0.062)	0.121* (0.055)	0.343** (0.074)	-0.050 (0.066)	0.121* (0.047)	0.343* (0.134)
職員平均年齢	-0.059 (0.032)	-0.071** (0.019)	0.184 (0.102)	-0.059 (0.032)	-0.071** (0.019)	0.184 (0.106)
一人当たり所得	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.026 (0.019)	-0.001 (0.003)	0.000 (0.002)	-0.026 (0.020)
一人当たり地方 交付税	-0.000 (0.006)	0.022 (0.014)	0.043 (0.062)	-0.000 (0.004)	0.022* (0.009)	0.043 (0.070)
人口	-0.031** (0.006)	-0.007** (0.002)	-0.027* (0.011)	-0.031** (0.004)	-0.007* (0.003)	-0.027 (0.016)
面積	-0.044 (0.043)	-0.010 (0.008)	0.085 (0.103)	-0.044 (0.041)	-0.010 (0.007)	0.085 (0.127)
可住地面積比率	0.070 (0.043)	-0.002 (0.015)	-0.058 (0.080)	0.070 (0.040)	-0.002 (0.010)	-0.058 (0.040)
若年者比率	0.043 (0.094)	-0.242* (0.096)	-0.554 (0.371)	0.043 (0.089)	-0.242** (0.079)	-0.554 (0.342)
高齢者比率	0.076 (0.056)	-0.012 (0.056)	-0.716** (0.241)	0.076 (0.055)	-0.012 (0.042)	-0.716** (0.250)
AR (1)	-5.96**	-0.98	0.58	-5.73**	-1.26	0.80
AR (2)	-2.62**	0.06	-1.40	-2.57*	0.06	-1.06
標準誤差	H-W	H-W	H-W	Cluster	Cluster	Cluster
標本規模	4,840	4,840	4,840	4,840	4,840	4,840

(i) ** p<0.01, * p<0.05. (ii) 括弧内はHuber-White (H-W) ロバスト標準誤差もしくはクラスター・ロバスト標準誤差 (iii) すべて市町村固定効果と地域時点効果を含む (iv) AR (1), AR (2) はArellano-Bond検定統計量を表す

表7. 推定結果 (ADLモデル)

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	ラス指数	職員数	人件費等	ラス指数	職員数	人件費等
従属変数 (t-1)	0.753** (0.075)	0.288 (0.272)	0.396 (0.307)	0.751** (0.182)	0.166 (0.345)	0.612* (0.282)
公表指標 (t-2)	-0.083 (0.093)	0.132* (0.053)	0.150 (0.100)	-0.095 (0.118)	0.134* (0.058)	0.259* (0.122)
公表指標 (t-3)	0.148 (0.084)	0.020 (0.053)	0.057 (0.099)	0.142 (0.099)	-0.067 (0.052)	-0.198 (0.226)
職員平均年齢	0.040 (0.061)	-0.041 (0.030)	0.038 (0.108)	-0.029 (0.070)	-0.041 (0.030)	0.074 (0.130)
一人当たり所得	-0.001 (0.004)	0.002 (0.002)	0.009 (0.015)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.002)	0.042 (0.024)
一人当たり地方交 付税	0.002 (0.007)	0.044* (0.018)	0.015 (0.042)	0.006 (0.009)	0.029* (0.011)	-0.003 (0.114)
人口	-0.027* (0.011)	-0.004* (0.002)	-0.007 (0.011)	-0.030** (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.002 (0.012)
面積	-0.178* (0.076)	-0.002 (0.034)	-0.059 (0.193)	-0.143 (0.090)	0.030 (0.048)	-0.299 (0.334)
可住地面積比率	0.929 (0.529)	0.002 (0.249)	0.162 (1.092)	0.685 (0.655)	-0.289 (0.334)	2.272 (2.361)
若年者比率	0.106 (0.182)	0.036 (0.106)	-0.275 (0.458)	-0.002 (0.194)	-0.078 (0.076)	0.030 (0.657)
高齢者比率	0.152 (0.116)	0.099 (0.074)	0.238 (0.260)	0.051 (0.112)	0.104* (0.050)	-0.046 (0.264)
AR (1)	-7.70**	-1.30	-0.65	-4.25**	-0.79	-1.20
AR (2)	0.83	-0.99	-0.11	0.77	-0.84	0.39
Hansen	65.64**	24.08*	21.43*	28.40**	19.59	15.43
標準誤差	HAC	HAC	HAC	Cluster	Cluster	Cluster
標本規模	3,630	3,630	3,630	3,630	3,630	3,630

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) 括弧内はWindmeijer (2005) 修正済Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) 標準誤差もしくはクラスター・ロバスト標準誤差 (iii) すべて市町村固定効果と地域時点効果を含む (iv) AR (1), AR (2) はArellano-Bond検定統計量, HansenはHansen検定統計量を表す

表下部の AR (1), AR (2) は系列相関に関する Arellano and Bond (1991) 検定の結果である。よく知られている通り、推定が差分式で行われるため、この場合 $\Delta\varepsilon_{it}$ と $\Delta\varepsilon_{it-1}$ は両者に含まれる ε_{it-1} を通じ基本的に相関する。よってここでは、 $\Delta\varepsilon_{it}$ と $\Delta\varepsilon_{it-2}$ の 2 次の系列相関を見ることで、前者に含まれる ε_{it-1} と、後者に含まれる ε_{it-2} の 1 次の系列相関を確認する。

職員数、人件費等のどちらについても ε_{it} の系列相関の問題はない。よって以下では表 6 の結果を用いて議論する。一方、ラスパイレス指数については有意な 2 次の相関が認められる。そこで ADL モデルで改めて推定した結果が表 7 であり、(12) 式に基づく変換後の誤差項 e_{it} には系列相関の問題がないため、同表を用いて議論する。

5.2. 推定結果

5.2.1 職員数及び人件費等

職員数と人件費等のどちらについても ρ の推定値はプラスで有意であった（順に 0.121, 0.343）。この結果は各自治体が自身と同じグループの指標を参照し、それに合わせて職員数や人件費等を調整しているためだと解釈できる。係数の大きさで見ると、職員数の反応は指数 1 人の増減に対し約 0.1 人であり、人件費等の反応は指数 1 円に対し約 0.3 円と、どちらも 1 未満である。指標の動向を参考にしつつも、それを部分的に自身の政策に反映させるといのは自然な想定であろう。また、職員数にかかる係数が相対的に小さい理由としては、公務員は簡単には免職にできず、調整に時間がかかることが考えられる。

次に、個々の自治体の社会経済変数では、職員の平均年齢や地方交付税、人口、若年者比率、高齢者比率による影響などが有意になっている。このうち職員の平均年齢が職員数に対しマイナスの影響を与えているのは、人員削減が退職者不補充によって行われているためだと考えられる。つまり、職員の平均年齢が高いほど人員削減の機会が増えるため、マイナスに寄与すると考えるのが自然である。地方交付税の増加は職員数に対しプラスに、人口の増加は（単位人口あたりの）職員数にマイナスに寄与している。後者は一種の規模の経済を示す結果であるとも解釈できる。若年者比率及び高齢者比率は、民生費の主な給付対象となる年齢層が人口全体に占める比率であると言えるが、職員数、人件費等に対してはマイナスに寄与している。性質別に見た場合民生費の多くは義務的性格の強い扶助費によって占められるため、結果的に人件費にしわ寄せが来ている可能性などが背景として考えられる。

5.2.2 ラスパイレス指数

前述の通りラスパイレス指数については 2 次の相関が有意に検出されたため、

ADL モデルで再推計を行っている⁸⁵。その結果が表 7 であるが、いずれの標準誤差タイプを使用した場合も $\bar{y}_{g,t-2}$ の係数 ρ の推定値は有意でない。すなわち、ラスパイレス指数については、(7) 式のような形での参照行動は確認できない。また、その他の社会経済変数も人口を除き有意ではなかった。

さらに、過剰識別制約検定の結果、帰無仮説が棄却されていることにも注意が必要である。これは、モデルの仮定のどこかに問題があることを示唆する⁸⁶。以上の結果を総合して考えると、そもそも元々の作業仮説がラスパイレス指数については当てはまらないため、結果として導かれるモデルの推定結果でも参照行動が確認できなかったのではないかという疑問が生じる。この点についてさらに検証したい。

5.3.追加検証（相対参照モデル）

上述の通り、ラスパイレス指数については差分推定、動学パネル推定のいずれにおいても意味のある結果が得られていない。また動学パネル推定においては、過剰識別制約検定で帰無仮説が棄却されているが、これは元々のモデルの仮定のどこか（操作変数の妥当性もしくはモデルの特定化）に問題があったことを示唆するものである。そこで市町村の行動について、別の行動仮説を元に検証することとしたい。上記の基本モデルの結果は、図 1 において各市町村は自身が属する類似団体平均の指標のみを参照し政策決定に役立てるという仮説を出発点としている。(9) 式を見れば分かるように、この仮説は結局のところ、各自治体は類似団体が直前に職員数や人件費等を増やしていれば自らも職員数や人件費等を増やし、逆に減らしていれば自身も職員数や人件費等を減らすという、「右に倣え」的な参照行動に基づく。そこでは自身の相対的な位置が考慮されない。

一方で、各自治体は類似団体平均だけを見るのではなく、類似団体と比べた自身の相対的な位置を参照するという仮説も当然考えられる。たとえば図 1 の自治体の H21 年度におけるラスパイレス指数は 99 だが、類似団体内平均値は 96 である。政治的な圧力の元では、各自治体は単純な平均指標の動きよりむしろこの相対的なギャップを縮小するように行動を決定している可能性がある。この仮説に基づく、以下のようなギャップ指標を考えることができる。

$$G_{it-2} = y_{it-2} - \bar{y}_{g,t-2} \quad (16)$$

⁸⁵ 念のため職員数・人件費等についても ADL モデルによる分析を行っている。

⁸⁶ モデルの仮定のうち特に重要なものは操作変数の妥当性であるため、棄却とこの仮定の失敗を結び付けて議論されることが多いが、原則論で言えばこの検定ではどの仮定に問題があるかは分からない。また、Sargan 検定は不均一分散の場合一致性を持たないため、ここでは Hansen 検定を用いる。

$$y_{it} = \varphi \cdot G_{it-2} + \gamma \cdot X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$y_{it} - y_{it-1} = \varphi \cdot (G_{it-2} - G_{it-3}) + \gamma \cdot (X_{it} - X_{it-1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (18)$$

$\bar{y}_{g,t-2}$ には元々 y_{it-2} が含まれるため、 G_{it-2} を用いた場合も推定手法の議論にはまったく影響がない⁸⁷。すなわち前節で議論したのと同様に、差分で推定して系列相関のチェックを行い、仮に系列相関が認められれば変形したモデルについて動学パネル分析の手法を当てはめればよい。ただしこの場合、たとえば $G_{it-2} > 0$ である場合は y_{it} を減らすことで平均値に近づけることが自然な行動仮説であるため、 $\varphi < 0$ が予想される点には注意が必要である。

推定結果は表8の通りである。この時、Huber-White ロバスト標準誤差を用いた場合は全被説明変数について系列相関の問題はないが、クラスター・ロバスト標準誤差を用いた場合は(vi)において検定統計量が計算できないという問題が発生したため⁸⁸、人件費等についてはHuber-White ロバスト標準誤差を用いた場合の結果を参考に議論する。まずその他の社会経済変数についての結果はいずれも表6と大きく変わらず、結果の頑健性が確認できた。ギャップ指標の係数である φ の推定値については、職員数と人件費等については有意にならず⁸⁹、ラスパイレス指数については予想通り、負で有意となった。ただしその係数は-0.054と大きくない。

表8の結果からは、ラスパイレス指数について、相対的水準を参照する形のヤードスティック競争が起きていることが示唆される。ラスパイレス指数が学歴・経験年数などの違いを排除する形で計算される、他団体よりも高水準であることの説明が比較的しにくいものであることを考慮すると⁹⁰、せめて類似団体の平均値に合わせる誘因が働くことは想像に難くない。ラスパイレス指数について相対参照が起きている背景はこのようなところにあるのではないかと推察される。

⁸⁷ $\bar{y}_{g,t-2} = w_{it-2} \cdot y_{it-2} + \sum_{s \neq i, s \in G} w_{st-2} \cdot y_{st-2}$ なので、 $G_{it-2} = (1 - w_{it-2})y_{it-2} - \sum_{s \neq i, s \in G} w_{st-2} \cdot y_{st-2}$ となる。第1項のパラメータと第2項の符号が変わるものの、異なる時点の y を使用しているわけではないので、新たな系列相関の問題などは発生しない。

⁸⁸ 具体的には分散推定値がマイナスとなるため検定統計量を計算できない問題が発生している。分散推定値がプラスになることが理論的に保証されるのは $N \rightarrow \infty$ の場合のみであるため、これは起こりえることではあるものの、基本的にはプラスになることが多い(この点についてご教示いただいたDavid Roodman氏に感謝したい)。ここでの本題はラスパイレス指数についてであるため、Huber-White ロバスト標準誤差を用いた場合の検定結果を参考に、留保条件付きで結果を解釈することとする。

⁸⁹ ただし後者については予想される符号条件を満たしており、 p 値も比較的小さい($p=0.105$)。

⁹⁰ 財政比較分析表の分析欄においてその様子を垣間見ることができる。職員数や人件費・物件費等(人件費等)については、たとえば公共サービス提供の観点や自治体特有の事情などによる比較的詳細な説明がなされる傾向があるが、ラスパイレス指数については「今までも改革を続けてきたが、依然として平均より高い水準にある。今後も改革を続けていきたい」といった、当たり障りのない説明が散見される。

表8. 推計結果（相対参照モデル）

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	ラス指数	職員数	人件費等	ラス指数	職員数	人件費等
G_{it-2}	-0.054** (0.019)	0.022 (0.043)	-0.178 (0.104)	-0.054** (0.018)	0.022 (0.040)	-0.178 (0.109)
職員平均年齢	-0.061 (0.032)	-0.073** (0.019)	0.174 (0.103)	-0.061 (0.033)	-0.073** (0.018)	0.174 (0.109)
一人当たり所得	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.021 (0.017)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.002)	-0.021 (0.018)
一人当たり地方交 付税	-0.000 (0.006)	0.023 (0.014)	0.052 (0.059)	-0.000 (0.004)	0.023* (0.009)	0.052 (0.070)
人口	-0.031** (0.006)	-0.006** (0.002)	-0.034** (0.012)	-0.031** (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.034 (0.018)
面積	-0.043 (0.043)	-0.011 (0.008)	0.090 (0.108)	-0.043 (0.042)	-0.011 (0.007)	0.090 (0.136)
可住地面積比率	0.071 (0.044)	-0.004 (0.015)	-0.081 (0.079)	0.071 (0.041)	-0.004 (0.010)	-0.081* (0.037)
若年者比率	0.042 (0.094)	-0.246* (0.097)	-0.591 (0.350)	0.042 (0.089)	-0.246** (0.078)	-0.591 (0.322)
高齢者比率	0.081 (0.056)	-0.011 (0.057)	-0.806** (0.243)	0.081 (0.055)	-0.011 (0.046)	-0.806** (0.261)
AR (1)	-6.38**	-1.02	0.40	-5.98**	-1.22	0.50
AR (2)	-1.68	-0.13	-0.66	-1.60	-0.10	NA
標準誤差	H-W	H-W	H-W	Cluster	Cluster	Cluster
標本規模	4,840	4,840	4,840	4,840	4,840	4,840

(i) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. (ii) 括弧内はHuber-White (H-W) ロバスト標準誤差もしくはクラスター・ロバスト標準誤差 (iii) すべて市町村固定効果と地域時点効果を含む (iv) AR (1), AR (2) はArellano-Bond検定統計量を表す

6 結論

本章は地方公務員人件費関係の政策決定におけるヤードスティック競争について実証研究を行った。さらに本章では、(1) 財政比較分析表の公表指標を直接使用 (2) 情報入手にかかわるタイムラグを推定式に反映するため、動学的分析を試みた。

推定の結果、職員数と人件費等について、財政比較分析表を元にした指標の参照行動が確認できた。またラスパイレス指数については、類似団体平均と比較した場合の自身の相対的位置に基づく参照行動の可能性という、新たな分析結果を得ることもできた。一般に自治体間の相互依存関係を実証分析する場合、推定はできても背後にどのようなモデルがあるのか特定しづらいという問題がある。つまり、政策の相互依存関係が起きる背景としては、(1) スピルオーバー (2) リソースフロー (3) 政治的ヤードスティック競争の3つがモデルとして考えられるが、単に空間パラメータが有意に推定されたというだけでは、このうちどれが妥当するのか (すなわちどのような政策的含意が得られるのか) がはっきりしない。しかし本研究に関して言うと、これら人件費関係の政策変数についてスピルオーバーや要素移動が起きるとは考えにくい。また、財政比較分析表をめぐっては、それが実際の政策決定の場において実際に情報として活用されているという複数のエビデンスも存在する。これらのことに鑑みると、人件費関係に関して政策の相互依存関係が起きている原因はヤードスティック競争であると言えそうである。よって本章の結果からは、財政比較分析表の存在がある種のものさし、あるいはプレッシャーとなって、地方公務員人件費を効率的に設定するインセンティブが働いている可能性が示唆される。

第5章 本論文のまとめ

本論文は地方自治体の政策的な相互作用に関する共通する問題意識の元、異なる対象、あるいは異なる分析方法を用いて取り組んだ3本の研究からなっている。

共通する問題意識とは、自治体間の政策の相互作用に実証的に分析する場合、どのような理論モデルを背景としても基本的には同様の推定式が導かれてしまうため、単純に推定をただけではその背景にあるメカニズムが分からないことである。それらのメカニズムには大別して、(1) 公共財便益のスピルオーバー (2) リソースフロー (3) 政治的ヤードスティック競争の3つのモデルが考えられるが、このうち(1)と(2)は基本的には過小な公共財供給、過小な税率(支出)などを通じ非効率性の原因になるのに対し、(3)は政治家のレント追及行動が抑制されることを通じ、基本的には住民厚生改善につながるものである。それゆえ、実証結果の解釈がしばしば問題となってきた。

本論文の一貫する特徴であり貢献は、自治体間の比較を促すことを目的に設定され、実際に実務においても活用されている「類似団体区分」を用いて近隣自治体を定義することにより、政策情報の参照・模倣に基づくモデルであるヤードスティック競争の前提に忠実な実証研究を行っている点にある。第2章の研究はその出発点となるものであり、地方自治体の歳出総額に関し、類似団体区分制度やそれに基づく「類似団体別市町村財政指数表」の存在を通じたヤードスティック競争を示唆している。一方、第3章の研究は議会費・商工費などのより細かな歳出レベルで見れば、それぞれの歳出の性格が影響することで第2章とは異なる結果が得られるのではないかという点に着目している。結果として、全体としてはヤードスティック競争が否定されないものの、一部の歳出項目については実際に他のモデルを示唆するような結果が得られている。第4章は地方公務員人件費を題材にした研究であるが、特に「財政比較分析表」の存在により、政策の参考とできる指標が視覚的に分かりやすい形で実際に公表されている点に注目している。ただしその公表にはラグがあるため、空間計量経済学的手法を用いて分析するのは最適ではないかもしれない。そこで動学的アプローチも行うことで財政比較分析表の公表指標を忠実に使用した実証研究を行い、時点のずれを伴う政策情報の参照を確認している。これらの結果は、総体として地方自治体の政策決定における類似団体区分制度を通じた政策的模倣の重要性を示唆している。

最後に、本論文の限界を踏まえた上で、今後の研究の指針について述べたい。たとえば第3章については、分析手法の限界により、結局のところモデルを上手く区別できていないという事例がたびたび存在した。この考え方を推し進めていくと、同章の結論でも述べたように、究極的には空間ウェイトを用いた分析手法ではなく特定のモデルや分析対象に特化した分析手法を用いる必要があるかもしれない。

いという考えに行き着く。たとえばスピルオーバーモデルの分析をしたいならば、なんらかの形でスピルオーバーの程度を測定して、それを直接説明変数として使用するといったことである。スピルオーバーの程度の測定は難しい課題だが、たとえば地価に対する地方公共財の影響を測定することで、間接的に把握できるかもしれない。また別の限界としては、本論文に限らず現在この分野の分析は地理的情報に基づく操作変数、もしくは最尤法という、2つの手法に偏っている点が挙げられる。前者は結局のところ近隣自治体の説明変数を操作変数として用いるものであるため、操作変数として妥当性に疑問の余地が残る。後者の最尤法についても、モデルの特定化が正しいという仮定に基づいて分析しているという難点がある。本論文においては第5章で別の方向性も示したが、基本的にこの問題は Dahlberg and Edmark (2008) のように他の自治体の政策水準 ($\sum_{j \neq i} w_{ij} y_{jt}$) に対する外生的な変動を見つけた上で、それを操作変数とするのが理想である。そのような操作変数を見つけるのは容易でないものの、その重要性に鑑みると継続的に検討するべき課題である。最後に、日本においては Besley and Case (1995) が提示したヤードスティック競争モデルの2つの実証方法のうち、首長の再選モデルに関する実証分析がほとんど行われていない。本論文でもこの点については分析できていないため、今後の検討課題としたい。

参考文献

英語文献

- Ahrens, A., & Bhattacharjee, A. (2015). Two-step Lasso estimation of the spatial weights matrix. *Econometrics*, 3(1), 128–155.
- Akai, N., & Suhara, M. (2013). Strategic interaction among local governments in Japan: An application to cultural expenditure. *Japanese Economic Review*, 64(2), 232–247.
- Anselin, L. (1984). Specification tests on the structure of interaction in spatial econometric models. *Papers of the Regional Science Association*, 54(1), 165–182.
- Anselin, L. (1986). Non-nested tests on the weight structure in spatial autoregressive models: Some Monte-Carlo results. *Journal of Regional Science*, 26(2), 267–284.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin, L., & Bera, A. K. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In A. Ullah, D. E. Giles (Eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics* (pp. 237–290), New York: Marcel Dekker.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Baicker, K. (2005). The spillover effects of state spending. *Journal of Public Economics*, 89(2/3), 529–544.
- Bailey, N., Holly, S., & Pesaran, M. H. (2015). A two-stage approach to spatiotemporal analysis with strong and weak cross-sectional dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 31(1), 249–280.
- Bailey, S. J., & Connolly, S. (1998). The flypaper effect: Identifying areas for further research. *Public Choice*, 95(3/4), 335–361.
- Bartolini, D., & Santolini, R. (2012). Political yardstick competition among Italian municipalities on spending decisions. *The Annals of Regional Science*, 49(1), 213–235.
- Beenstock, M., & Felsenstein, D. (2012). Nonparametric estimation of the spatial connectivity matrix using spatial panel data. *Geographical Analysis*, 44(4), 386–397.
- Belotti, F., Hughes, G., & Mortari, A. P. (2014). *XSMLE: Stata module for spatial panel data models estimation*. Statistical Software Components S457610, Department of Economics, Boston College.
- Bergstrom, T. C., & Goodman, R. P. (1973). Private demands for public goods. *American Economic Review*, 63(3), 280–296.
- Besley, T., & Case, A. (1995). Incumbent behavior: Vote seeking, tax setting and yardstick competition. *American Economic Review*, 85(1), 25–45.
- Bhattacharjee, A., Castro, E., Maiti, T., & Marques, J. (2015). Endogenous spatial structure and delineation of submarkets: A new framework with application to housing markets. *Journal of Applied Econometrics*, 31(1), 32–57.
- Bhattacharjee, A., & Holly, S. (2013). Understanding interactions in social networks and committees. *Spatial Economic Analysis*, 8(1), 23–53,

- Bhattacharjee, A., & Jensen-Butler, C. (2013). Estimation of the spatial weights matrix under structural constraints. *Regional Science and Urban Economics*, 43(4), 617–634.
- Bivand, R., & Szymanski, S. (1997). Spatial dependence through local yardstick competition: Theory and testing. *Economics Letters*, 55(2), 257–265.
- Bivand, R., & Szymanski, S. (2000). Modeling the spatial impact of the introduction of Compulsory Competitive Tendering. *Regional Science and Urban Economics*, 30(2), 203–219
- Boarnet, M., & Glazer, A. (2002). Federal grants and yardstick competition. *Journal of Urban Economics*, 52(1), 53–64.
- Bueckner, J. K. (1988). Testing for strategic interaction among local governments: The case of growth controls. *Journal of Urban Economics*, 44(3), 438–467.
- Bueckner, J. K. (2000). A Tiebout/tax-competition model. *Journal of Public Economics*, 77(2), 285–306.
- Bueckner, J. K. (2004). Fiscal decentralization with distortionary taxation: Tiebout vs. tax competition. *International Tax and Public Finance*, 11(2), 133–153.
- Bueckner, J. K., & Saavedra, L. A. (2001). Do local governments engage in strategic property-tax competition? *National Tax Journal*, 54(2), 203–229.
- Burrige, P. (2012). Improving the J test in the SARAR model by likelihood-based estimation. *Spatial Economic Analysis*, 7(1), 75–107.
- Burrige, P., & Fingleton, B. (2010). Bootstrap inference in spatial econometrics: the J-test. *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 93–119.
- Caldeira, E. (2012). Yardstick competition in a federation: Theory and evidence from China. *China Economic Review*, 23(4), 878–897.
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics*, 90(3), 414–427.
- Case, A. C., Rosen, H. S., & Hines, J. R. (1993). Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states. *Journal of Public Economics*, 52(3), 285–307.
- Chirinko, R. S., & Wilson, D. J. (2017). Tax competition among US states: Racing to the bottom or riding on a seesaw? *Journal of Public Economics*, 155, 147–163.
- Costa, H., Veiga, L. G., & Portela, M. (2015). Interactions in local governments' spending decisions: Evidence from Portugal. *Regional Studies*, 49(9), 1441–1456.
- Dahlberg, M., & Edmark, K. (2008). Is there a “race-to-the-bottom” in the setting of welfare benefit levels? Evidence from a policy intervention. *Journal of Public Economics*, 92(5–6), 1193–1209.
- Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (1981). Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica*, 49(3), 781–793.
- Drukker, D. M., Peng, H., Prucha, I. R., & Raciborski, R. (2013). Creating and managing spatial-weighting matrices with the `spmat` command. *The Stata Journal*, 13(2), 242–286.
- Dubois, E., & Paty, S. (2010). Yardstick competition: which neighbours matter? *The Annals of Regional Science*, 44(3), 433–452.
- Edwards, J., & Keen, M. (1996). Tax competition and Leviathan. *European Economic Review*, 40(1), 113–134.
- Ermini, B., & Santolini, R. (2010). Local expenditure interaction in Italian municipalities: Do local council partnerships make a difference? *Local Government Studies*, 36(5), 655–

677.

- Esteller-Moré, A., & Rizzo, L. (2014). US excise tax horizontal interdependence: yardstick versus tax competition. *The Annals of Regional Science*, 52(3), 711–737.
- Facchini, F. (2014). *The determinants of public spending: a survey in a methodological perspective*. MPRA Paper No. 53006, Munich Personal RePEc Archive.
- Figilio, D. N., Kolpin, V. W., & Reid, W. E. (1999). Do states play welfare games? *Journal of Urban Economics*, 46(3), 437–454.
- Finney, M. M., & Yoon, M. J. (2003). Asymmetric interdependence in the provision of a local public good: An empirical examination. *Public Finance Review*, 31(6), 648–668.
- Folmer, H., & Oud, J. (2008). How to get rid of W: A latent variables approach to modelling spatially lagged variables. *Environment and Planning A*, 40(10), 2526–2538.
- Foucault, M., Madies, T., & Paty, S. (2008). Public spending interactions and local politics: Empirical evidence from French municipalities. *Public Choice*, 137(1), 57–80.
- Gebremariam, G. H., Gebremedhin, T. G., & Schaeffer, P. V. (2012). County-level determinants of local public services in Appalachia: a multivariate spatial autoregressive model approach. *The Annals of regional science*, 49(1), 175-190.
- Getis, A., & Aldstadt, J. (2004). Constructing the spatial weights matrix using a local statistic. *Geographical Analysis*, 36(2), 90–104.
- Geys, B. (2006). Looking across borders: A test of spatial policy interdependence using local government efficiency ratings. *Journal of Urban Economics*, 60(3), 443–462.
- Granger, C. W. J., King, M. L., & White, H. (1995). Comments on testing economic theories and the use of model selection criteria. *Journal of Econometrics*, 67(1), 173–187.
- Griffith, A. D., & Lagona, R. (1998). On the quality of likelihood-based estimators in spatial autoregressive models when the data dependence structure is misspecified. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 69(1), 153–174.
- Hanes, N. (2002). Spatial spillover effects in the Swedish local rescue services. *Regional Studies*, 36(5), 531–539.
- Harris, R., Moffat, J., & Kravtsova, V. (2011). In search of “W.” *Spatial Economic Analysis*, 6(3), 249–270.
- Hayashi, M., & Boadway, R. (2001). An empirical analysis of intergovernmental tax interaction: the case of business income taxes in Canada. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 34(2), 481–503.
- Hayashi, M., & Yamamoto, W. (2017). Information sharing, neighborhood demarcation, and yardstick competition: an empirical analysis of intergovernmental expenditure interaction in Japan. *International Tax and Public Finance*, 24(1), 134–163.
- Heyndels, B., & Vuchelen, J. (1998) . Tax mimicking among Belgian municipalities. *National Tax Journal*, 51(1), 89–101.
- Hines, J. R., & Thaler, R. H. (1995). Anomalies: The flypaper effect. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 217–226.
- Hirota, H. and Yunoue, H. (2008) “Does Broader-Based Local Government affect Expenditure on Public Long-Term Care Insurance? The Case of Japan,” *Economics Bulletin*, 8(11), pp.1-20.
- Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2010). A spatio-temporal model of house prices in the USA. *Journal of Econometrics*, 158(1), 160–173.
- Ihori, T., & Yang, C. C. (2008). Tax Competition, Public Good Provision, and Income

- Redistribution. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 15(3), 277-289.
- Janeba, E., & Osterloh, S. (2013). Tax and the city—A theory of local tax competition. *Journal of Public Economics*, 106, 89-100.
- Keen, M., & Marchand, M. (1997). Fiscal competition and the pattern of public spending. *Journal of public economics*, 66(1), 33-53.
- Kelejian, H.H. (2008). A spatial J-test for model specification against a single or set of non-nested alternatives. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 1(1), 3–11.
- Kelejian, H. H., & Piras, G. (2011). An extension of Kelejian’s J-test for non-nested spatial models. *Regional Science and Urban Economics*, 41(3), 281–292.
- Kelejian, H. H., & Piras, G. (2014). Estimation of spatial models with endogenous weighting matrices and an application to a demand model for cigarettes. *Regional Science and Urban Economics*, 46, 140–149.
- Kelejian, H. H., & Piras, G. (2015). An extension of the J-test to a spatial panel data framework. *Journal of Applied Econometrics*, 31(2), 387-402.
- Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 99–121.
- Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (1999). A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*, 40(2), 509–533.
- Leamer, E. E. (1983). Let’s take the con out of econometrics. *American Economic Review*, 73(1), 31-43.
- Leduc, S., & Wilson, D. (2015). *Are state governments roadblocks to federal stimulus? Evidence on the flypaper effect of highway grants in the 2009 Recovery Act*. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series 2013-16.
- Lee, L. F. (2004). Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models. *Econometrica*, 72(6), 1899–1925.
- Lee, L. F., & Yu, J. (2010a). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 154(2), 165-185.
- Lee, L. F., & Yu, J. (2010b). Some recent developments in spatial panel data models. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 255-271.
- Leenders, R. T. A. J. (2002). Modelling social influence through network autocorrelation: Constructing the weight matrix. *Social Networks*, 24(1), 21–47.
- Lu, X., & White, H. (2014). Robustness checks and robustness tests in applied economics. *Journal of Econometrics*, 178(P1), 194–206.
- Lundberg, J. (2006). Spatial interaction model of spillovers from locally provided public services. *Regional Studies*, 40(6), 631–644.
- Lundberg, J. (2014). On the definition of W in empirical models of yardstick competition. *The Annals of Regional Science*, 52(2), 597–610.
- MacKinnon, J. G. (1983). Model specification tests against non-nested alternatives. *Econometric Reviews*, 2(1), 85-110.
- MacKinnon, J. G. (1992). Model specification tests and artificial regressions. *Journal of Economic Literature*, 30(1), 102–146.
- Murdoch, J. C., Rahmatian, M., & Thayer, M. A. (1993). A spatially autoregressive median voter model of recreational expenditures. *Public Finance Quarterly*, 21(3), 334–350.

- Nishigaki, Y., Higashi Y., Nishimoto H., & Yasugi N. (2014). An Empirical Analysis on Yardstick Competition among Local Governments and Implications for Roles of e-Government in Efficient Provision of Local Public Goods. *Journal of Economics, Business and Management*, 2(2), 133–138.
- Nishigaki, Y., Higashi Y., Wong, M. S., & Nishimoto, H. (2012). A new e-Government role in improving local government performance: a study based on a yardstick competition model. *International Journal of eBusiness and eGovernment Studies*, 4(2), 91–101.
- Nogare, C. D., & Galizzi, M. M. (2011). The political economy of cultural spending: Evidence from Italian cities. *Journal of Cultural Economics*, 35(3), 203–231.
- Noiset, L. (1995). Pigou, tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods: comment. *Journal of Urban Economics*, 38(3), 312-316.
- Ogawa, H., Sato, Y., & Tamai, T. (2006). A note on unemployment and capital tax competition. *Journal of Urban Economics*, 60(2), 350-356.
- Ord, K. (1975). Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), 120-126
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967–1012.
- Pesaran, M. H., & Weeks, M. (2003). Non-nested hypothesis testing: An overview. In B. H. Baltagi (Ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics (Chapter 13)*. Texas: Blackwell.
- Pollak, R. A., & Wales, T. J. (1991). The likelihood dominance criterion: A new approach to model selection. *Journal of Econometrics*, 47(2–3), 227–242.
- Qu, X., & Lee, L. F. (2015). Estimating a spatial autoregressive model with an endogenous spatial weight matrix. *Journal of Econometrics*, 184(2), 209–232.
- Revelli, F. (2001). Spatial patterns in local taxation: tax mimicking or error mimicking? *Applied Economics*, 33(9), 1101–1107.
- Revelli, F. (2002). Local taxes, national politics and spatial interactions in English district election results. *European Journal of Political Economy*, 18(2), 281–299.
- Revelli, F. (2003). Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures. *Journal of Urban Economics*, 53(1), 29–53.
- Revelli, F. (2005). On Spatial Public Finance Empirics. *International Tax and Public Finance*, 12(4), 475–492.
- Revelli, F. (2006). Performance rating and yardstick competition in social service provision. *Journal of Public Economics*, 90(3), 459–475.
- Revelli, F., & Tovmo, P. (2007). Revealed yardstick competition: Local government efficiency patterns in Norway. *Journal of Urban Economics*, 90(3), 459–475.
- Rincke, J. (2010). A commuting-based refinement of the contiguity matrix for spatial models, and an application to local police expenditures. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 324–330.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Saha, A., Shumway, R., & Talpaz, H. (1994). Performance of likelihood dominance and other nonnested model selection criteria: Some Monte Carlo results. Department of Agricultural Economics Working Paper, College Station: Texas A&M University.
- Salmon, P. (1987). Decentralisation as an incentive scheme. *Oxford Review of Economic*

- Policy*, 3(2), 24–43.
- Sato, M. (2003). Tax competition, rent-seeking and fiscal decentralization. *European Economic Review*, 47(1), 19–40.
- Shleifer, A. (1985). A theory of yardstick competition. *RAND Journal of Economics*, 16(3), 319–327.
- Smith, T. (2009). Estimation bias in spatial models with strongly connected weight matrices. *Geographical Analysis*, 41(3), 307–332.
- Solé-Ollé, A. (2006). Expenditure spillovers and fiscal interactions: Empirical evidence from local governments in Spain. *Journal of Urban Economics*, 59(1), 32–53.
- Stakhovych, S., & Bijmolt, T. H. (2009). Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices. *Papers in Regional Science*, 88(2), 389–408.
- Stetzer, F. (1982). Specifying weights in spatial forecasting models: The results of some experiments. *Environment and Planning A*, 14(5), 571–584.
- Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of political economy*, 64(5), 416–424.
- Werck, K., Heydels, B., & Geys, B. (2008). The impact of “central places” on spatial spending patterns: Evidence from Flemish local government. *Journal of Cultural Economics*, 32(1), 35–58.
- Wildasin, D. E. (1988). Nash equilibria in models of fiscal competition. *Journal of Public Economics*, 35(2), 229–240.
- Wildasin, D. E. (1991). Some rudimentary ‘duopoly’ theory. *Regional Science and Urban Economics*, 21(3), 393–421.
- Williams, A. (1966). The optimal provision of public goods in a system of local government. *Journal of Political Economy*, 74(1), 18–33.
- Wilson, J. D. (1986). A theory of interregional tax competition. *Journal of Urban Economics*, 19(3), 296–315.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of econometrics*, 126(1), 25–51.
- Yu, J., De Jong, R., & Lee, L. F. (2008). Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are large. *Journal of Econometrics*, 146(1), 118–134.
- Zodrow, G. R., & Mieszkowski, P. (1986). Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods. *Journal of Urban Economics*, 19(3), 356–370.

日本語文献

- 足立泰美・齊藤仁 (2016) 「乳幼児医療費助成制度におけるヤードスティック競争」『季刊・社会保障研究』第51巻，第3・4号，369-380頁。
- 池崎義男 (1962) 「予算編成時において類似団体別市町村財政指数表をどう利用するか」『地方財務』第93号，52–73頁。
- 石田三成 (2015) 「地方公務員の給与削減に関する実証分析-2013年給与改定臨時特例法を題材に」『財政研究』，第11巻，191–211 頁。
- 太田聰一 (2013) 「地方公務員給与の決定要因：一般市データを用いた分析」『日本労

- 働研究雑誌』No.637, 20-32頁.
- 岡田純夫 (1957)「市町村財政合理化に関する問題 -標準行(財)政の検討-」『地方財務』第35号, 2-10頁.
- 小川光 (2006)「地方政府間の政策競争-税・支出の競争と外部効果-」『フィナンシャル・レビュー』第82号, 10-36頁.
- 川崎一泰・長嶋佐央里 (2007)「地域における給与の官民格差に関する統計分析:なぜ地方では公務員人気が高いのか」『会計検査研究』第36号, 107-123頁.
- 桑名市 (2014)「桑名市の財政状況について」どこでも市長室(平成26年2月8日午後実施分) <http://www.city.kuwana.lg.jp/index.cfm/25,37118,205,679,html> (最終閲覧日:2021年2月2日)
- 齊藤慎・中井英雄 (1991)「福祉支出の地域間格差-市町村歳出決算の老人福祉費を中心として-」『季刊・社会保障研究』第27巻第3号, 265-273頁.
- 佐野政一 (1956)「財政再建計画のたて方とその取扱」『地方財務』第24号, 28-39頁.
- 菅原宏太・國崎稔 (2006)「財政競争の実証分析-日本の都道府県のケース-」『愛知大学経済論集』第171号, 1-29頁.
- 杉山秀雄 (1961)「類似団体別市町村財政指数表による財政分析の実際」『地方財務』第82号, 30-41頁.
- 田中宏樹 (2009)「育児支援施策をめぐる自治体間財政競争」『公共選択の研究』第52号, 25-36頁.
- 地方自治研究機構 (2021)「多選禁止条例・多選自粛条例」(http://www.rilg.or.jp/htdocs/img/reiki/076_Term_limits.htm, 令和3年1月25日更新版, 最終閲覧日:2021年3月19日)
- 塚原康博 (1992)「社会福祉施策の導入と伝播-先行要件仮説と伝播仮説の統合と検証-」『季刊・社会保障研究』第28巻第2号, 173-181頁.
- 中澤克佳 (2006)「財源制約と地方自治体の供給行動 老人福祉費の決定構造の検証」『公共選択の研究』第47号, 43-54頁.
- 中澤克佳 (2007)「市町村高齢者福祉政策における相互参照行動の検証—ホームヘルプサービスの供給水準の事例研究」『日本経済研究』第57号, 53-70頁.
- 西川雅史・林正義 (2006)「政府間財政関係の実証分析」『フィナンシャル・レビュー』第82号, 197-222頁.
- 西濱真司 (2007)「歳出構造からみた類似団体の財政分析」『自治大阪』, 31-38頁.
- 根岸睦人 (2007)「現代の地方財政分析の役割-類似団体別市町村財政指標表の成立過程の分析を中心として-」『地方財政』第46巻第9号, 273-293頁.
- 深澤映司 (2009)「我が国の地方法人課税をめぐる租税競争—法人事業税を対象とした現状分析—」『レファレンス』平成21年8号, 55-75頁.
- 別所俊一郎・宮本由紀 (2012)「妊婦健診をめぐる自治体間財政競争」『財政研究』第8巻, 251-267頁.
- 松岡佑和 (2016)「介護給付水準の保険者間相互参照行動 -裁量権の違いに着目して-」『季刊・社会保障研究』第51巻第3・4号, 381-396頁.
- 松木茂弘 (2010)『自治体財務の12か月—仕事の流れをつかむ実務のポイント』学陽書房
- 松本睦 (2006)「政府間税競争の理論-資本税競争を中心として-」『フィナンシャル・レビュー』第82号, 37-78頁.
- 松本武洋 (2011)「和光市の現状とこれから」和光稲門会会員コラム2011年6月

[http://wako-tomonkai.main.jp/kaiinkoramu\(matsumototakehiro\).html](http://wako-tomonkai.main.jp/kaiinkoramu(matsumototakehiro).html)（最終閲覧日：2021年3月13日）

- 森川正之（2013）「賃金構造の官民比較」RIETI Discussion Paper Series 13-J-044
- 山内康弘（2009）「介護保険施設の供給における地方自治体間の空間自己相関の検証」、『大阪大学経済学』第59巻3号，206-222頁．
- 山岡雄教（1956）「人口段階別町村決算の分析 -人口一人当り額を中心として-」『地方財務』第20号，37-44頁．
- 山下耕治（2011）「未合併団体の財政行動に関する実証分析-合併特例法の政策評価」『日本経済研究』第65号，43-64頁．
- 山本航・林正義（2016）「地方公務員人件費の決定要因と市町村の相互参照行動-市町村別類似団体区分と財政比較分析表を手がかりに」『公共選択』第65号，73-92頁．
- 山本航（2018）「わが国における財政競争 -市町村・歳出分類別の分析-」『財政研究』第14巻，145-163頁．
- 米岡秀眞（2017）「県レベルの要因が県内市町村の人事行政に与える影響：階層線形モデルによる給与水準抑制の波及効果に関する実証分析」『公共選択』第67号，23 - 45頁．

地理データ出典

国土数値情報「行政区域（面）データ 国土交通省」

国土地理院「都道府県及び市区町村の東西南北端点の経度緯度」

ESRI ジャパン「全国市区町村界データ」