

投稿(研究ノート)

現物給付供給に地方政府の課税能力と租税構造が与える影響について —OECD18カ国のパネルデータを用いた実証分析—

古市将人

I はじめに

戦後、先進各国は政府消費・公的資本形成への支出を増大させ政府規模を拡大してきた。政府規模の拡大を福祉国家の拡大過程ととらえ、各國の政府移転支出・社会保障支出の収斂や差異を説明する試みがなされてきた。特に、中央政府による福祉政策である老齢年金、失業給付という現金給付が分析対象として選択される傾向があった。福祉国家の質と類型を測定するEsping-Andersen [1990] の試みは、その代表例である。年金や失業給付を考察対象としていたためか、福祉国家論において地方政府が説明要因としてとらえられてこなかったのである。しかし、戦後の各國の福祉政策拡大過程において地方政府の役割は拡大している (Rose [1985])。地方政府の機能拡大は1980年代からの地方分権の流れとなり、1985年に欧州地方自治憲章として結実した。豊かな福祉を供給している北欧諸国において地方政府が対人社会サービスのような福祉サービスを供給し、アメリカで

は州政府が開発政策を推進していた (Bogason [1987])。このような福祉政策に対する地方政府の役割を踏まえた福祉国家の比較分析は、未だ十分になされているとはいえない。

表1は、1980-1998年のOECD18カ国¹⁾の政策分野別公的・社会支出²⁾の各国間の格差を変動係数の推移で示したものである。公的・社会支出総額において格差は縮小傾向にあるのに対して、高齢・障害現物給付、家族現物給付の散らばり具合が最も高い。つまり、老齢現金給付のような現金給付の格差に比べて、現物給付の各国間の格差は依然として大きいことがわかる。

しかし、多くの福祉国家研究は現金給付の多い国は現物給付も多く支出する傾向にあるとし、現物給付を分析する独自の枠組みを提示するには至ってはいないと評価されている（Jensen [2008:151]）。財政学において、住民の選好を把握できる地方政府が現物給付のような対人社会サービスを供給していることが、地方政府の重要な役割として度々指摘されている（持田 [2004:81-84]）。現物給付のような対人社会サービスは住民のニードを正確に把握する必要があ

表1 OECD18カ国の政策分野別公的・社会支出（GDP比）の変動係数の推移

	老齢： 現金給付	障害： 現金給付	業務災 害補償	傷病 手当金	高齢・障害： 現物給付	家族： 現金給付	家族： 現物給付	積極的 労働政策	失業	保険 医療	住宅	その他	公的社會 支出總額	
1980	0.32	0.77	0.77	1.11	1.12	0.79	0.53	1.17	0.69	1.09	0.22	0.94	0.97	0.29
1990	0.32	0.71	0.89	0.99	1.15	0.79	0.50	1.15	0.61	0.74	0.15	0.91	1.02	0.25
1998	0.37	0.53	0.83	0.81	1.06	0.80	0.47	0.89	0.58	0.63	0.13	0.88	1.04	0.23

出所) OECD [2006]。

るため、より住民に近い地方政府が供給する必要がある³⁾。したがって、現物給付支出を比較論的に分析するためには、説明変数としての地方政府を評価することが求められている。本稿は、以上の問題意識の下、公的部門全体の現物給付支出に地方政府の課税能力と租税構造が与える影響についての計量的分析を試みる。

II 現物給付供給と地方財政の実証分析

1 先行研究の検討—地方分権の指標と社会保障支出の関係

本節では、地方財政と社会保障の関係を計量的に分析した先行研究と、地方政府における公共サービスと税の関係を分析している研究を整理し、分析のための論点を提示したい。

Castles [1999] は、説明変数として歳入に占める地方税の割合で定義される財政の地方分権の指標を、被説明変数として社会保障費総額の1969-93年間の増加幅を採用し計量分析を行い、両者の負の相関関係を示した。彼は地方の財政的比重が高まるることは社会保障負担の比重が小さくなることを意味するため、社会保障支出と財政の地方分権の指標には負の関係があると指摘した。財政学の研究では政府規模と財政的分権の関係を問うことが多いのに対して、政府支出の内訳に財政的分権化の与える影響を分析したのがFiva [2006] である。彼は、Castles [1999] 同様、税収に関する地方分権の指標（課税自主度⁴⁾）は社会保障移転の対GDP比に負の影響を与えることを示した。Fivaは分析の頑健性を確かめるために、地域レベルへと分権化されることがほとんどない老齢年金⁵⁾を公的支出総額から除外した非年金社会支出と所得の純代替率⁶⁾を被説明変数として用いた分析をさらに行なった。その結果から、Fivaは社会保障移転と公的支出に占める年金支出の割合の高さが課税自主度の効果をゆがめている可能性に言及しつつも、税収の分権化は小さな福祉と小さな政府をもたらすと結論した。

地方政府が関与する傾向のある支出のデータ

を用いた研究がBusemeyer [2008] である。彼は地方政府が供給する傾向のある教育への支出を用いて、財政の分権化が教育費と正の相関がある点を計量分析によって示した。Busemeyerは、財政の分権化が政府支出に与える影響について実証的に合意が得られていないのは、数多くの研究が政府支出総額に注目しているためだと指摘している (Busemeyer [2008:452])。政府支出の内訳をみれば、年金のような地方分権の負の影響を受ける支出や、教育費のような正の影響を受ける支出もある点を示したのである。

公共サービスを支える地方政府の税構造のあり方について、財政学では税源配分論⁷⁾と機能配分論の視点から研究が積み重ねられてきた。ここでは2つの立場を整理したい。Musgraveに代表される伝統的財政連邦主義は、固定資産税を望ましい地方税として挙げた。まず、課税対象である土地が移動しないため、地方政府は課税ベースの地域間移動に制約されることなく税収を徴収できる。さらに、土地の価格には公共サービスによる便益が反映されやすい。移動性の高い課税対象は税率引き下げによる租税競争を地方政府間で発生させるため、効率的な資源配分を達成させるためには移動性の低い課税対象への地方政府による課税が必要になる (Musgrave [1983])。この税源配分論に対して、ヨーロッパの地方政府の実態を踏まえた上で、「地方政府固有財源の十分性」、「便益に比例した居住地課税」の重要性を指摘し、固定資産税のような非弾力的な税ではなく、地方政府が供給する対人社会サービスの財源に適した地方比例所得税が地方政府の税制としてふさわしいという議論が近年なされている (Bird [1999])。

先行研究の整理から2点指摘できる。第1に、社会保障と地方分権の指標との間に負の相関関係が示された原因が、年金に代表される地方政府の関与が少ない経費が大部分を占める社会保障支出総額を被説明変数に用いた点にあることである。第2に、地方政府の供給する財・サービスの財源を調達する税制構造についてである。租税競争を回避できる固定資産課税と、弾力性

に富む所得課税が主に地方税として望ましいと指摘されており、地方政府の課税能力が公共サービスに与える影響は、地方税の種類によって異なる可能性があることが予測される。

本稿では、地方政府の関与する割合が大きい現物給付への支出を用いることで、地方政府の課税能力と福祉供給の関係を考察したい。この戦略的利点は地方政府の課税能力が異なる支出に与える影響を測定することのみではない。現物給付に着目することで、福祉供給を支える地方政府の課税能力という分析視角から、現金給付の分析が大部分を占める比較福祉国家研究に対して、地方財政という変数の重要性を指摘することができるものである。

2 仮説形成—課税自主度と現物給付への支出の関係について

前節の先行研究の整理を踏まえて、本稿で検証される仮説を具体的に設定したい。地方政府の課税能力を示す変数と現物給付の定量的な関係を検討し、その観察結果と先の先行研究整理を元に仮説を設定する。

本稿において現物給付への支出はOECDのデータである公的 sociale 支出の対GDPのうち現物給付に分類される支出と積極的労働市場政策への支出の合計によって定義される。次に、地方政府の課税能力に関しては、近年構築された地方政府の収入の分権化の指標を用いる。OECD [1999] は、各国の地方税をそれぞれ租税権限の度合いに応じて次のように分類した⁸⁾。

- a：地方政府が地方税の税率、課税ベースを設定できる。
- b：地方政府は地方税の税率だけを設定する（課税ベースは中央）。
- c：地方政府は地方税の課税ベースだけを設定する（税率は中央）。
- e：中央政府が税率、課税ベースを設定する。
- d：地方税収は中央政府との共有税。
- d1：地方政府が、地域間配分の取り分を決定。
- d2：中央政府の承諾によって、地方政府が地方税収の取り分を決定。

d3：立法によって地方政府への配分は固定されているが、中央政府に調整権限が存在する。

d4：中央政府が決定できる。

従来、地方政府の自主的な課税能力は、一般政府の税収に占める地方政府の税収で測られてきた。この指標に対して、Stegarescu [2006] は地方政府の全税収ではなく、地方税の中から地方政府が自主的に税率や課税対象を変更できる税のみを分子に含めるべきだと指摘した。StegarescuはOECD [1999] のデータを拡張し、分類された地方税収の一般政府に占める割合を算出した。本稿では、OECD18ヵ国にわたり国際比較可能な長期のデータが存在し、Stegarescu [2006] においていくつかの指標のうち最も妥当である評価されている地方政府の自主的な課税能力（収入面）による地方分権度指標である課税自主度（TD1）を使用する。この指標は次のように定義される⁹⁾。

$$TD1 = \frac{OECD\text{の地方税分類}a,b,c\text{の税収合計}}{\text{一般政府の総税収}}$$

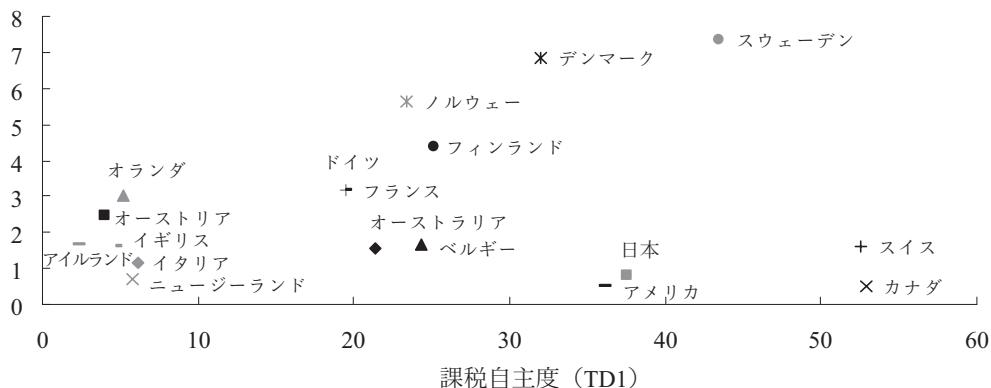
さて、上記のように定義した現物給付支出と課税自主度との関係を1980年から1998年までの両データの平均値を用いて作成された図1によって考察しよう。図1から指摘ができるることは次の点である。まず、おおよそ現物給付と課税自主度が正に相関しているグループと、両者の間に弱い相関が見られるグループ、特に相関関係がみられないグループに分かれている。この相関関係がみられないグループは、日本を除けば全て連邦国家である。

このグループと各国の州・地方税の構成比の1980-98年の平均値の関係を簡単にまとめたのが次の表2である¹⁰⁾。

一般的に地方税制を分類すれば、中央と地方が別々の税源に課税する分離型と、同一の課税標準を複数のレベルの政府が共有する重複型にわかれるとしている¹¹⁾。その上でこの表から解るのは次の点である。

まず、現物給付と地方分権の指標との関係が、

現物給付



出所) OECD [2006], Stegarescu [2006] より作成。

図1 現物給付と課税自主度の関係

表2 現物給付と地方税構造の関係

現物給付と自主的課税力の相関			個人	法人	給与	固定資産	一般消費	個別消費	その他
正に相関（水準高）	単一制	スウェーデン	100.0						0.0
		デンマーク	91.4	2.4		6.2		0.1	0.0
		ノルウェー	82.9	7.3		7.7			2.0
		フィンランド	77.8	18.0		3.9		0.0	0.3
		フランス			4.6	50.3		6.5	38.6
	連邦制	ドイツ 州	43.0	6.6		5.4	38.2	1.8	5.0
		地方	63.0	16.1		15.0	4.8	0.5	0.6
明確な相関関係はみられない	単一制	日本	26.5	20.7		31.1	7.1	8.5	6.1
		アメリカ 州	34.2	6.5		3.8	32.7	15.1	7.8
		地方	5.2	1.0		71.5	11.3	4.8	6.1
		オーストリア 州			23.8	30.2		17.4	28.5
		地方	27.0	6.4	19.3	9.6	19.7	8.9	9.2
	連邦制	カナダ 州	39.9	9.4	5.7	6.1	19.4	15.8	3.6
		地方				92.1	0.1	0.0	7.7
		スイス 州	63.5	10.8		18.2		1.2	6.3
		地方	74.6	9.3		15.8		0.2	0.1
		ベルギー 州	53.9	0.2		6.0	37.7	2.1	0.2
正に相関（水準低）	単一制	アメリカ 地方					1.7	6.0	5.1
		アイルランド				100.0			0.0
		イタリア	0.0	0.0	17.3		8.2		74.5
		イギリス				100.0			0.0
		オランダ				55.8			44.2
		ニュージーランド				90.8		1.3	7.9
	連邦制	オーストラリア 州	38.5	9.6		0.8	31.2	5.1	14.8
		地方				100.0			0.0

出所) 図1とOECD [2003] より作成。

正に相関（現物給付水準高）しているグループは課税ベースが相対的に重複しておらず所得課税に特化している。ただし、単一制国家であるフランスは固定資産税に特化し、連邦国家であるドイツは個人所得税に特化しているが、ほかの課税ベースの割合も高い。次に、相関関係がはっきりとはわからないグループは、単一の課税ベースに特化しているというよりも、いくつかの課税ベースから税収を得ている。さらに州と地方において課税ベースが相対的に重複している。日本は単一制の国家であるが、課税ベースがバランスよく重複している。Keen [1998] が指摘する通り、連邦制度の税制は重複課税に特徴がある。図1で日本と連邦制国家が一つのグループを形成していたのは、重複課税という要素を共有しているためだとも解釈できる。カナダは課税ベースが重複していないが、資産課税に特化している。最後に、正に相関しているが、現物給付の水準の低いグループの特徴は、地方税の構成比が固定資産税に特化している点である。財政的分権の程度と供給サービスの関係を観察すると、基幹税として税収のほとんどを固定資産税か所得税から獲得している様子が見えてくる。以上の整理は、既存の地方税構造に関する先行研究とも整合的である。持田 [2004] は、OECD各国¹²⁾ の地方税構造を比較し、分離型において固定資産税を主として地方に配分する国、所得税の大半（比例税部分）を主に地方に配分する国、連邦、州、地方の異なるレベルの政府が同一の課税標準を共有する重複型に分類した。上記の表は、これらの分類が現物給付の供給の差異と対応付けられることを示している。つまり課税ベースの重複が多いか否か（または連邦制か否か）、所得課税または資産課税に特化しているか否かで、租税構造が類型化される。

そこで本稿では、課税自主度が現物給付水準に与える影響は租税構造によって異なるという仮説を検証したい。租税構造の類型化に絶対的な基準はないが、これまでの議論を踏まえて以下のように分類した。

所得課税に特化している国（以下グループ1）は、デンマーク、フィンランド、ノルウェー、スウェーデン、課税ベースが重複または連邦制（所得課税特化、以下グループ2）の国は、日本、ドイツ、オーストリア、イタリア、スイス、ベルギー、課税ベースが重複または連邦制（資産課税特化、以下グループ3）アメリカ、カナダ、フランス、資産課税に特化している国（以下グループ4）は、イギリス、アイルランド、オランダ、ニュージーランド、オーストラリアというように分類した。

本稿における仮説は、次のように示せる。各の公共部門が供給する現物給付への支出は地方政府の課税能力（課税自主度）の影響を受ける。課税自主度の現物給付水準に与える効果は、各の地方政府の租税構造によって異なる。その租税構造は、課税ベースの所得課税または資産課税への特化、課税ベースの重複（または連邦制かどうか）によって分類される。課税自主度が現物給付支出に与える影響の大きさは、およそグループ1>グループ4>グループ2>グループ3（ただし、グループ2、3は係数が負、統計的に有意にならない可能性がある）になると予想される。次節では、この仮説を計量分析によって検証する。

3 推定方法・使用データ

この節では、前節において設定した仮説を計量分析によって検証する。分析には1980年から1998年までのOECD18カ国のパネルデータを使用した。被説明変数は、OECD [2006] の公的社会支出の高齢、障害、家族への現物給付の合計に積極的労働市場政策を加えたものである。説明変数は、先に指摘した通りOECD [1999] による地方税の分類に即してStegarescu [2006] によって作成された地方政府の自主的な課税能力を示す課税自主度（TD1）を使用した¹³⁾。前節において、課税自主度の現物給付への影響は各の租税構造によって異なる可能性が指摘された。この租税構造を示す変数を説明変数に加える。

前節の租税構造の整理を参考にした類型をダミー変数として表現する。主要な地方税が所得課税であるときに1, それ以外のときは0をとる所得課税ダミー変数 (D1), 地方税がある税に特化しているときに1, そうではない場合0をとる分離課税ダミー変数 (D2) の2つの変数を使用する。本稿では, 分権化指標の現物給付への影響は, 租税構造によって多様な影響が見られるという想定に基づき, このダミー変数と分権化指標との交互作用項を導入する。

ほかの要因をコントロールするためにいくつかの変数も導入した。先行研究であるFiva [2006]との比較のため, Fiva [2006]とほぼ同様のコントロール変数を加えた。具体的には, ①保守派閣僚比率, ②左派閣僚比率, ③14歳以下人口比率, ④65歳以上人口比率(高齢化比率), ⑥総人口, ⑦総人口の2乗, ⑧郊外人口比率, ⑨失業率, ⑩1人当たりGDP(2000年USドル基準, 単位は10,000), ⑪貿易開放度¹⁴⁾を使用した。データの出所は, ①②がthe Comparative Political Data Set (Armingeon et al., [2004])であり, ③～⑪はWorld Development Indicatorsである。記述統計量は表3に記している。

本稿で分析する推定式は次のように定式化できる。

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 TD1_{it} + \beta_2 D1 + \beta_3 D2 + \beta_4 (D1^* TD1)_{it} \\ + \beta_5 (D2^* TD1)_{it} + \beta CONTROL S_{it} + \varepsilon_{it}$$

CONTROLSはコントロール変数のベクトルであり, ε_{it} は搅乱項である。仮説検証のために, 分権化指標の限界効果とその限界効果の標準誤差を計算した¹⁵⁾。租税構造の違いによって分権化指標の現物給付供給への効果が異なることを検証するのが目的であるので, 租税構造によって現物給付の水準の違いを説明するわけではない。そのためダミー変数の有意性が問題になるのではなく, 分権化指標の限界効果の有意性が問題になる。

つまり, $\frac{\partial y_{it}}{\partial TD1} = \beta_1 + \beta_4 D1_{it} + \beta_5 D2_{it}$ とこの標準誤差を計算し, 統計的検定を行った。ダミー変数によって地方税構造を表現しているため, 前節に提示した仮説は「地方税がある税に特化し, その税が所得課税であるときに地方政府の課税自主度は公的部門全体の現物給付支出に強い正の影響を与える」という仮説として解釈することになる。

表3 記述統計量

変数名	出所	標本規模	平均	標準偏差	最小値	最大値
現物給付支出	A	341	2.0	2.0	0.0	8.6
課税自主度 (TD1)	B	341	21.9	17.2	0.2	58.7
中道政党閣僚比率	C	341	0.1	0.3	0.0	1.0
左派政党閣僚比率	C	341	0.3	0.4	0.0	1.0
14歳以下人口比率	D	341	19.9	3.0	15.0	31.0
65歳以上人口比率	D	341	13.6	2.2	9.0	18.0
総人口	D	341	40,775,661	60,254,976	3,113,000	276,000,000
郊外人口比率	D	341	25.3	10.6	3.0	45.0
失業率	D	341	7.0	3.6	0.2	17.9
一人当たりGDP	D	341	20,521.2	5,988.3	10,073.0	36,792.3
経済成長率	D	341	2.5	2.1	-6.0	11.0
貿易開放度	D	341	63.9	30.5	16.1	161.6

注) (A) OECD's Social Expenditure Database, (B) Dan Stegarescu's data set (2006),
(C) the Comparative Political Data Set (Armingeon et al., 2004),
(D) the World Development Indicators.

ダミー変数を説明変数に含めているため、基本的に個別主体の固定効果モデルを用いない。誤差項の分散不均一性に対処するために、White [1980] によるロバストな標準誤差を算出した。さらに、課税自主度と交互作用項の内生性を考慮し、二段階最小二乗法 (TSLS) を実行した。使用した操作変数は、課税自主度の1期ラグ、租税構造のダミー変数と課税自主度の交互作用項の1期ラグを用いた。グループ分けの基準に連邦制という要素が入ってきていたため、補助的な分析として分離課税ダミーを、連邦制を示すダミー変数と取り替えて分析を行った。連邦制ダミーを使う場合でも仮説は大きく変更されない。連邦制ダミー (Fed) は、連邦制の国は1（ベルギーは1993年から）を、それ以外の国は0を示すダミー変数である。連邦制と課税自主度の交互作用項を推定式に導入し、連邦制と

所得課税ダミーによる課税自主度の限界効果 $\frac{\partial y_{it}}{\partial TD1} = \beta_1 + \beta_4 D1_{it} + \beta_5 Fed_{it}$ を計算し、その標準誤差を計算した。このときも二段階最小二乗法による分析を行った。操作変数として、課税自主度の1期ラグと課税自主度と連邦制ダミーの交互作用項の1期ラグを使用した。具体的な分析は次節にて行う。

4 推定結果

まず、租税構造を示すダミー変数を除いた推定式を分析し、課税自主度と現物給付の関係を検討しよう。ダミー変数を説明変数には加えていないため、主体固定効果を考慮し分析した¹⁶⁾。分析結果は表4の通りである。推定式1, 3, 4, 5で課税自主度の係数は正を示し、統計的に有意である。Fiva [2006] の結論とは異なり、課税

表4 現物給付と課税自主度：推定結果

推定方法	推定式1		推定式2		推定式3		推定式4		推定式5	
	OLS		OLS		TSLS		OLS		TSLS	
説明変数	係数	標準誤差								
課税自主度 (TD1)	0.043 ***	0.012	0.003	0.009	0.055 ***	0.014	0.021 ***	0.008	0.022 ***	0.008
連邦制ダミー							-1.510 ***	0.175	-1.494 ***	0.182
中道政党閣僚比率	0.104	0.108	0.709 **	0.285	0.127	0.125	0.627 **	0.246	0.580 **	0.253
左派政党閣僚比率	0.122	0.123	0.474 *	0.246	0.080	0.131	0.572 **	0.230	0.567 **	0.241
14歳以下人口比率	0.142 ***	0.041	0.061	0.047	0.117 ***	0.044	-0.049	0.044	-0.052	0.048
65歳以上人口比率	-0.243 ***	0.059	0.499 ***	0.071	-0.298 ***	0.066	0.372 ***	0.060	0.389 ***	0.064
総人口	0.000 *	0.000	0.000 ***	0.000	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
総人口^2	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
郊外人口比率	0.045 **	0.018	-0.014 *	0.008	0.053 ***	0.019	-0.014 *	0.007	-0.013 *	0.008
失業率	0.185 ***	0.021	0.149 ***	0.034	0.191 ***	0.023	0.108 ***	0.030	0.112 ***	0.031
一人当たりGDP	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
経済成長率	-0.005	0.019	0.048	0.041	0.001	0.020	0.055	0.038	0.080 **	0.039
貿易開放度	-0.014 ***	0.005	-0.015 ***	0.004	-0.019 ***	0.006	-0.014 ***	0.003	-0.015 ***	0.003
主体固定効果	有		無		有		無		無	
時間固定効果	有		有		有		有		有	
修正済み決定係数	0.926		0.466		0.926		0.567		0.567	
N	341		341		322		341		322	

注) 1) データは1980年～1998年。ただしTSLSの場合は、1981年～1998年のデータを用いている。

2) TSLSは二段階最小二乗法を指している。

3) データには欠損値がある。被説明変数は現物給付支出。

4) Whiteのロバスト標準誤差を使用している。

5) ***、 **、 *、 は、それぞれ、1%有意、5%有意、10%有意（すべて両側検定）を示す。

6) 定数項は省略した。

自主度は社会保障に関する指標と正に相関している。主体別の固定効果を用いなかった推定式2において課税自主度の係数は有意ではなかった。これは現物給付への支出を説明するほかの要因が、推定式に含まれていないことを示唆している。本稿の仮説に従えば、その要因とは地方税構造である。連邦制ダミーを説明変数に含めた推定式4では、連邦制ダミーの係数の符号が負であり統計的に有意である。さらに、推定式2と同様に主体固定効果を含んでいないのにもかかわらず、課税自主度の係数の符号は正であり統計的に有意である。連邦制の影響をコントロールすると課税自主度の係数が統計的に有意になることがわかる。Fiva [2006] の分析結果では、

連邦制ダミーを説明変数に含んでいる推定式において、課税自主度と連邦制ダミーは社会保障移転に対して負の影響を示していた。これらの推定結果より、現物給付に課税自主度は正の影響を、連邦制は負の影響を与えることが分かった。

表5は、さきほどの推定式に地方税構造の特性を示したダミー変数と、課税自主度との交互作用項を加えた推定式の推定結果である。本稿の仮説は、課税自主度の係数の限界効果によって検証される。課税自主度の限界効果を計算したのが次の表6である。

まず地方税の分離課税ダミーと所得課税ダミーを考慮した課税自主度の限界効果を計算した推

表5 現物給付と課税自主度・地方税構造：推定結果

推定方法	推定式6		推定式7		推定式8		推定式9	
	OLS		TSLS		OLS		TSLS	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
課税自主度 (TD1)	-0.037 ***	0.009	-0.042 ***	0.010	0.092 ***	0.007	0.095 ***	0.007
所得課税ダミー (D1)	-1.206 ***	0.313	-1.385 ***	0.356	-1.081 ***	0.271	-1.185 ***	0.300
分離課税ダミー (D2)	-1.685 ***	0.338	-1.904 ***	0.393				
連邦制ダミー (Fed)					1.512 ***	0.283	1.609 ***	0.309
TD1*D1	0.025 **	0.012	0.030 **	0.013	0.021 *	0.011	0.025 **	0.012
TD1*D2	0.178 ***	0.012	0.186 ***	0.014				
TD1*Fed					-0.131 ***	0.009	-0.134 ***	0.010
中道政党閣僚比率	0.069	0.176	0.057	0.190	0.397 **	0.172	0.375 **	0.180
左派政党閣僚比率	-0.136	0.217	-0.220	0.238	0.005	0.188	-0.015	0.198
14歳以下人口比率	-0.052	0.036	-0.054	0.040	-0.139 ***	0.040	-0.146 ***	0.044
65歳以上人口比率	0.043	0.055	0.042	0.060	0.191 ***	0.049	0.196 ***	0.053
総人口	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
総人口^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
郊外人口比率	0.016 ***	0.006	0.016 ***	0.006	-0.006	0.006	-0.006	0.006
失業率	0.063 **	0.025	0.063 **	0.027	0.157 ***	0.026	0.160 ***	0.028
一人当たりGDP	0.000 *	0.000	0.000 *	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
経済成長率	-0.062 **	0.028	-0.048	0.030	0.021	0.031	0.037	0.032
貿易開放度	0.016 ***	0.002	0.016 ***	0.002	-0.004	0.003	-0.004	0.003
時間固定効果	有		有		有		有	
修正済み決定係数	0.787		0.787		0.740		0.739	
N	341		322		341		322	

注) 1) データは1980年～1998年。ただしTSLSの場合は、1981年～1998年のデータを用いている。

2) TSLSは二段階最小二乗法を指している。

3) データには欠損値がある。被説明変数は現物給付支出。

4) Whiteのロバスト標準誤差を使用している。

5) ‘***’, ‘**’, ‘*’, は、それぞれ、1%有意、5%有意、10%有意（すべて両側検定）を示す。

6) 定数項は省略した。

表6 課税自主度の限界効果

推定式6			
分離課税ダミー	所得課税ダミー	限界効果	標準誤差
有	有	0.165 ***	0.012
有	無	0.140 ***	0.008
無	有	-0.013	0.008
無	無	-0.037 ***	0.009
推定式7			
分離課税ダミー	所得課税ダミー	限界効果	標準誤差
有	有	0.174 ***	0.014
有	無	0.144 ***	0.008
無	有	-0.012	0.009
無	無	-0.042 ***	0.010
推定式8			
連邦制ダミー	所得課税ダミー	限界効果	標準誤差
無	有	0.114 ***	0.012
無	無	0.092 ***	0.007
有	有	-0.017 *	0.009
有	無	-0.038 ***	0.008
推定式9			
連邦制ダミー	所得課税ダミー	限界効果	標準誤差
無	有	0.119 ***	0.013
無	無	0.095 ***	0.007
有	有	-0.015	0.010
有	無	-0.040 ***	0.008

出所) 表5の推定結果より筆者計算。

定式6と7を検討する。推定式6と7において、課税自主度の限界効果は、おおむね仮説と適合的な結果である。つまり、ある税に特化している場合、係数の符号は正であり統計的に有意である。そして、地方税が所得課税に特化している場合は係数の値が高くなる。一方、分離課税ダミーの代わりに連邦制ダミーを使用した推定式8と9の限界効果を見てみよう。推定式8と9において、非連邦制の場合、所得課税特化の有無にかかわらず、係数の符号は正であり統計的に有意である。そして、所得課税に特化すれば係数の値は最も大きくなる。推定式8を見ると、連邦制である場合、所得課税かどうかを問わず係数の符号は負である。二段階最小二乗法を用いた推定式9では、連邦制かつ所得税中心の課税自主度の限界効果は統計的に有意ではなくなった。連邦制国家における課税自主度の現物給付に与え

る影響は負であるといえる。以上の分析結果より、本稿における仮説が計量的に支持されることが示された。

III おわりに

本稿の目的は、現物給付支出に地方政府の課税能力と租税構造が与える影響を検証することであった。本稿の実証分析は、次の点において新たな分析を行った。第1に計量的分析による先行研究では十分に検討されていない現物給付と地方政府の関係を考慮した。特に、地方政府がより関与する傾向のある支出を被説明変数にしたことで地方政府の課税自主度と現物給付という福祉サービスとの正の相関関係を示した。第2に、課税自主度と地方税構造の相互作用を考察することで、課税自主度と現物給付の単一的な関係のみではなく、複合的な関係を持つことを検証した。すなわち、地方税が所得税に特化している場合、課税自主度は現物給付支出に対して正の効果を与え、係数の値は劣るが地方税が所得税中心ではなくても、ある税に特化している場合に正の効果が与えることを示した。

本稿の結論を元に、福祉国家の財政基盤という論点を考えてみよう。Kato [2003] の成果を元に加藤 [2005] は、「北欧諸国に代表される成熟した福祉国家において逆進的課税への依存が高いことが租税の専門家の間の常識である一方、福祉国家研究においては、長らく成熟した福祉国家と累進的所得課税が結びつけて考えられてきた」¹⁷⁾と指摘し、適切にも福祉国家研究における財政基盤の重要性と付加価値税の貢献を指摘した。ただし、北欧諸国の財政基盤として注目を浴びているのは国税の付加価値税だけではなく地方比例所得税であり¹⁸⁾、その弾力的な課税能力を活かして福祉サービスを地方政府が供給しているというスウェーデン財政研究の指摘がある（藤岡 [2001:158ff]）。戦後のスウェーデン政府支出の拡大は地方政府部門でのことであり、その財源は地方税の税率の上昇によって賄われてきた点を考慮すれば、福祉供給を支える地方

政府の課税能力の重要性が窺い知れる。

本研究は従来の福祉国家論に対して、地方財政からの視点を提供した。しかし、本稿の分析結果多くの限界を抱えている。第1に、推定方法についてである。本稿の内生性への対処において、1期ラグ以外の操作変数を探すことによって推定精度を高められる余地がある。第2に、地方税構造の定式化にダミー変数を用いているため固定効果モデルを使用できなかった点である。時間的変動の少ない制度的変数を連続変数にすると、固定効果モデルにおいて説明力を失うことが指摘されている (Kittel and Winner [2005])。そのため本稿の地方税構造の定式化にも一定の合理性があるが、地方税構造を操作化については、先の問題点とともに筆者の今後の課題としたい。以上より、本稿の分析結果は必ずしも頑健とは言えない。しかし、現物給付支出を地方政府の課税力と税構造から考察することは、比較福祉国家論的に十分検討に値する仮説であると示すことができたと考えられる。

(平成21年9月投稿受理)
(平成22年8月採用決定)

謝辞

本稿の作成段階において、小林正人教授（横浜国立大学）、本誌レフェリーから非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本文中における一切の誤りはすべて筆者に帰するものである。本稿は科研費（特別研究員（DC1）研究奨励費・課題番号20・5185）の助成を受けた研究成果の一部である。

注

- 1) 本稿では、オーストラリア、オーストリア、ベルギー、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、アイルランド、イタリア、日本、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカといったOECD18カ国を分析対象とする。これは、データの制約が主要因である。
- 2) 本稿はOECDのSocial Expenditure database の公的社會支出の対GDP比を使用する。
- 3) 現在、多数の先進国では現物給付は各との地

方政府によって供給される傾向にある（林正義 [2006]）。歴史的に、ヨーロッパ各地方政府は高齢者向けケアを供給していたと指摘される (Alber [1995])。

- 4) 具体的には、OECD [1999] の定義による地方税の分類からStegarescu [2005] が構築したデータを用いている。
- 5) 実際は高齢、障害、遺族給付を公的社會支出総額から除外した変数である。
- 6) 正確には課税後、失業給付、社会扶助給付、家族給付、住宅給付の所得の純代替率である。
- 7) 税源配分論については、持田 [2004:76-94] の整理を特に参照した。
- 8) この指標が正確に地方政府の自主的な課税能力を反映しているのかということについては、いくつかの指摘がある。この分類では、日本の地方税は市町村税の92%、都道府県税の81%がカテゴリーbに分類され、課税の自立性の高さは北欧諸国並みになる（持田 [2004:74]）。林 [2000]、宮島 [2001] はOECD分類のうちb分類が、日本の実態に即していないと論じている。持田 [2004:74] は林・宮島の仮説を検証し、標準税率を超えて超過課税を実施している法人住民税や法人事業税を除けば、個人住民税、地方消費税、固定資産税の分類はbではなく、d3またe分類であると指摘した。このように、この指標に関してはいくつかの問題点があるが、現在国際比較を行うのに適した数少ない指標であり、先行研究との整合性を考え本稿ではこの指標を用いる。ただし日本をデータセットから除外しても、後に示される本稿の分析結果は変わらなかった。地方政府の自主的な課税力の指標に関する詳細な議論はStegarescu [2006] を参照せよ。
- 9) TD1の分母の一般政府は、中央政府、地方政府と社会保障基金の総計を指している。
- 10) 分析の見通しを良くするために用意した図表であるため、厳密にこの類型になるというわけではない。
- 11) 持田 [2004:70-71]。
- 12) 具体的にはオーストラリア、カナダ、ドイツ、アメリカ、日本、デンマーク、スウェーデン、フランス、イタリア、イギリスの10カ国である。
- 13) データ自体はStegarescu [2006] を参照せよ。林 [2002] は、OECD [1999] の定義による課税自主度のデータを1991年から1994年にわたり独自に構築し、分析を行っている。
- 14) 正確な定義は、輸入額と輸出額のGDP比を足し合わせたものである。
- 15) 本稿の仮説に従えば、ダミー変数の有意性ではなく、分権化指標の限界効果が統計的検定の対象になる。

- 16) ウー＝ハウスマン・テストの結果は固定効果モデルの選択を支持した。
- 17) 加藤 [2005:28]。
- 18) Kato [2003], 加藤 [2005]において地方政府税にまったく注意が払われていないわけではない。

参考文献

- Alber, J. (1995) "A framework for the comparative study of social services," *Journal of European Social Policy* 5, pp.131-149.
- Armingeon, K., Leimgruber, P., Beyler, M., and Menegale, S. (2004) Comparative Political Data Set 1960-2002, Institute of Political Science, University of Bern.
- Bird, Richard M. (1999) "Rethinking Sub-national Taxes: A New Look at Tax Assignment," *IMF working Paper*, WP/99/165.
- Bogason, P. (1987) "Capacity for welfare: local governments in Scandinavia and the United States," *Scandinavian Studies* 8, pp.184-202.
- Busemeyer, Marius R. (2008) "The impact of fiscal decentralization on education and other types of spending," *Swiss Political Science Review* 14(3), pp.451-481.
- Castles, Francis.G. (1999) "Decentralization and the Post-War Political Economy," *European Journal of Political Research* 35(5), pp.27-53.
- Esping-Andersen,Gøsta (1990) The Three World of Welfare Capitalism.Princeton:Princeton University Press=2001. 岡沢憲美・宮本太郎監訳『福祉資本主義の三つの世界 比較福国家の理論と動態』ミネルヴァ書房。
- Fiva, J. H. (2006) "New Evidence on the Effect of Fiscal Decentralization on the Size and Composition of Government Spending" *FinanzArchiv Public Finance Analysis* 62(2), pp.250-280.
- Jensen, C. (2008) "Worlds of Welfare Services and Transfers," *Journal of European Social Policy* 18(2), pp.151-162.
- Kato,Junko (2003) Regressive Taxation and the Welfare State: Path Dependence and Policy Diffusion Cambridge University Press.
- Kittel, B. and Winner, H. (2005) "How reliable is pooled analysis in political economy? The globalization-welfare state nexus revisited," *European Journal of Political Research* (44), pp.269-293.
- Musgrave, Richard A. (1983) "Who Should Tax, Where and What ?" in Charles E. Mclure, Jr.(ed.), *Tax Assignment in Federal Countries*, Canberra: Centre for Research on Federal Financial Relations, Australian National University.
- OECD (1999) "Taxing Powers of State and Local Government" OECD Tax policy Studies No.1. Paris: OECD.
- (2003) *Revenue Statistics 1965-2002*. Paris: OECD.
- (2006) *Social Expenditure Data Base*, Paris: OECD.
- Rose, R. (1985) "From government at the center to nationwide government," in Meny, Wright (ed.), *Center Periphery Relations in Western Europe*, George Allen & Unwin, London, pp.22-23.
- Stegarescu, D. (2005) "Public Sector Decentralization: Measurement Concepts and Recent International Trends," *Fiscal Studies* 26(3), pp.301-333.
- (2006) Decentralised Government in an Integrating World, ZEW Economic Studies, Bd. 34, Heidelberg.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* 48(4), pp.817-838.
- World Bank (2006) World Development Indicators Database, Washington, D.C.
- 加藤淳子 (2005)「福祉国家は逆進的課税に依存するか—OECD18カ国の比較研究から得られる含意」北岡・田中編『年金改革の政治経済学』東洋経済新報社, pp.19-44。
- 北村行伸 (2005)「パネルデータ分析」岩波書店。
- 林 健久 (2000)「OECD『州・地方政府の課税力』を読む」『地方財政』39巻4号。
- 林 正義 (2002)「租税外部性と租税負担」日本地方財政学会(編)『財政危機と地方債制度』日本地方財政学会研究叢書 8(0), pp.206-225。
- (2006)「国と地方の役割分担：再分配的歳出を中心とした国際比較」『主要諸外国における国と地方の財政役割の状況：総論・連邦国家4カ国編(3分冊の1)』財務省財務総合政策研究所, 1-59。
- 藤岡純一 (2001)「スウェーデンの財政」有斐閣。
- 宮島 洋 (2001)「地方分権論の検討」『地方財政をめぐる諸問題』金融調査研究会報告書26号, pp.1-21。
- 持田信樹 (2004)「地方分権の財政学—原点からの再構築」東京大学出版会。

(ふるいち・まさと
横浜国立大学大学院博士課程後期
日本学術振興会特別研究員DC1)