



PRI Discussion Paper Series (No.21A-05)

地方独自の子育て政策における市町村間競争と効果

財務省財務総合政策研究所総務研究部主任研究官
富田 絢子

2021年6月

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではありません。

財務省財務総合政策研究所総務研究部
〒100-8940 千代田区霞が関3-1-1
TEL 03-3581-4111 (内線 5489)

地方独自の子育て政策における市町村間競争と効果[†]

富田 絢子[‡]

要約

地方独自の子育て政策の決定要因と効果について検証するため、児童福祉費の単独事業費に着目して分析を行う。児童福祉費の単独事業費に着目した実証分析は本稿が初めてである。

分析結果より、児童福祉費単独の水準の決定要因において、地域の実情や財政力だけでなく、近隣市町村の政策水準を参照する市町村間競争の存在が示される。また、こうして決定された児童福祉費単独の水準は、財政力が大きい市町村・都市部・東京圏では、出生率への正の影響は見られない一方で、財政力が小さい市町村・非都市部では、出生率への正の影響が見られるという結果となった。更に、東京圏では、児童福祉費単独の水準は、子どもの移動（居住地選択）への正の影響が見られる。

このことは、地方の二極化が起きており、必ずしも市町村間競争は出生率上昇に結びついていないことを示唆する。地域によって子育て政策の効果が異なる要因の検証が、今後の少子化対策の鍵となろう。

キーワード： 子育て政策、市町村間競争、出生率、居住地選択、GS2SLS

JEL 区分: H75, H77, J13, R23

[†] 本稿の執筆にあたって、小塩隆士教授（一橋大学）より多くの御指導と有益な御助言をいただいた。ここに記して深く感謝の意を表したい。また、宇南山卓教授（一橋大学）、林正義教授（東京大学）、大鹿行宏所長（財務省財務総合政策研究所）からも有益なコメントをいただいた。なお、本稿の内容や意見はすべて筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではなく、本稿における誤りはすべて筆者個人に帰するものである。

[‡] 財務省財務総合政策研究所総務研究部。

1 はじめに

2016年、日本の出生数は統計を取り始めた1899年以来初めて100万人を割り込んだ。その後も減少傾向は続き、2019年の出生数は過去最小の86万5,234人¹となった。

少子化対策の必要性が叫ばれて久しく、その主たる対策は市町村²が担ってきた。各市町村は、国が定めた支援策の実施主体となるだけでなく、国の基準への上乗せや独自事業の展開等、様々な子育て政策を実施している³。

一方で、地方独自の子育て政策の実態は必ずしも明らかになっていない。内閣府「地方自治体における独自子育て支援施策の実施状況の調査(2005)」や総務省「社会保障関係の地方単独事業に関する調査(2010)」といった単年度調査が行われてきたものの、継続的に地方独自の取組の詳細が把握できるものは存在しない。そこで、本稿では子育て支援にかかる費用の大半が計上されている「児童福祉費」のうち市町村独自の経費で任意に実施される「単独事業費」に着目して分析を行うこととする。これまで、児童福祉費の単独事業費(以下、児童福祉費単独)に着目した実証分析は、筆者の知る限り存在しない。

本稿の主たる目的は大きく3つある。1つ目は、児童福祉費単独の現状の把握である。推移や、内訳の整理、地域差の評価を行う。2つ目は、児童福祉費単独の地域差の決定要因の分析である。地域の実情や財政力だけでなく、近隣市町村の政策水準を参照する市町村間競争の有無の確認を行う。分析においては、別所・宮本(2012)らに倣い、「一般化空間的二段階最小二乗法(GS2SLS)」を用いた分析を行う。3つ目は、児童福祉費単独が出生率や子どもの移動(居住地選択)に与える効果の検証である。中澤他(2015)のモデルを参考に、固定効果パネルデータ分析やArellano-Bond推定(GMM推定)によるダイナミックパネル分析を行う。

本稿の貢献は大きく3つある。1つ目は、児童福祉費単独に着目して初めて実証分析を行ったことである。2つ目は、地域間格差、市町村間競争、少子化対策等これまで個別に研究されてきた分野について複合的な分析を試みた点である。3つ目は、これまで市町村は一体として分析されることが多かったが、財政力の大小や人口集中地区の有無(都市部と非都市部)、東京圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)の限定等、複数の指標でサンプルを分け、市町村グループによる差異を浮き彫りにした点である。

その結果、我が国の市町村には二極化傾向があり、以下の特徴があることが明らかとなった。まず、児童福祉費単独の水準には、市町村間競争が見られる。また、こうして決定された地方独自の子育て政策にかかる費用の多寡(大小)が地域に与える効果は異なり、財政力が大きい市町村・都市部・東京圏では、出生率上昇に正の影響は見られないのに対して、財政力が小さい市町村・非都市部では、出生率上昇に正の影響が見られる。更に、東京圏では

¹ 2019年厚生労働省「人口動態統計月報年計(概数)」。

² 特別区を含む。

³ 従来、児童福祉法第24条に基づき市町村が保育の実施主体となってきたが、2012年に制定された子ども・子育て関連3法に基づく子ども・子育て支援新制度で、市町村の実施主体としての役割が明確化された。

独自の子育て政策が、子どもの移動を誘発することが示された。これらの差の原因究明が、今後の少子化対策の鍵となる。

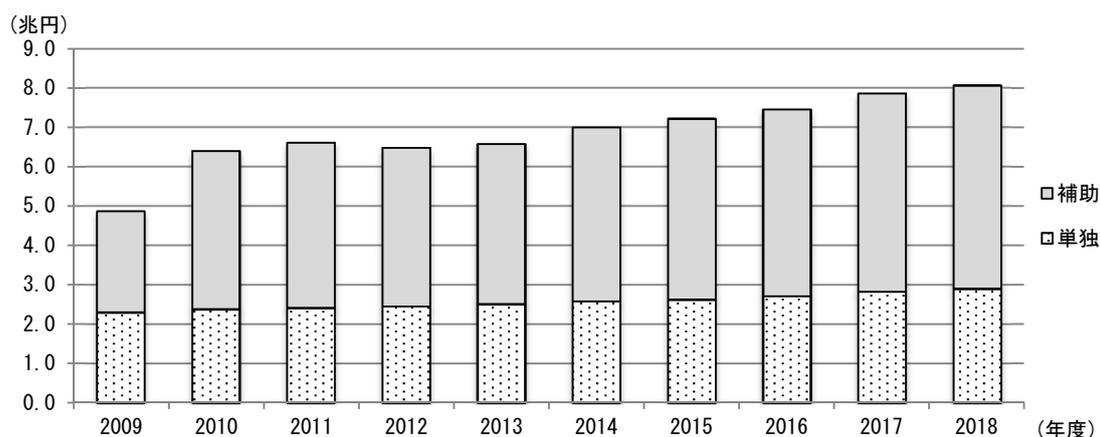
本稿の構成は以下の通りである。第2節では、児童福祉費の現状の分析と先行研究を概観する。第3節では、分析方法とデータについて整理する。第4節では、得られた推定結果を示す。第5節では、頑健性の確認を行う。第6節では、まとめと今後の課題を提示する。

2 背景と先行研究

2.1 児童福祉費の概要

市町村の子育て支援にかかる費用の大半は、児童福祉費として計上されており、我が国の少子化対策の根幹を担っている。そのうち、国からの負担金・補助金を受けて実施する補助事業（以下、児童福祉費補助）と、国からの補助を受けずに独自の経費で任意に実施する単独事業⁴（児童福祉費単独）が存在する。近年、出生数が減少しているにもかかわらず、児童福祉費は増加傾向にある。

図1 児童福祉費の推移



(注) 総務省「地方財政状況調査（市町村分）」の単純合計。

国による補助事業は、全国どこでも同様のサービスが受けられることが想定されるため、意図された地域差がないと考えられる。一方で単独事業は、各市町村の判断で国の事業への上乗せや独自事業を実施しているため、地域差が存在すると予想される。その場合、単独事業の地域差に着目することで、市町村が独自に行ってきた様々な政策の評価が可能である。

しかしながら、単独事業に関する情報公開は、これまで歳出分類ごとの総額の公表に留ま

⁴ 総務省「地方単独事業（ソフト）の「見える化」に関する検討会（2018）」の報告書によれば、『単独事業は、地方公共団体が、法律の規定に基づいて実施する義務を負うもの（予防接種等）から任意に実施するもの（地域活性化事業等）まで幅広く、また、地方公共団体が経費の全額を負担して行う事業のみならず、国の補助事業に上乗せして実施するもの（継ぎ足し単独事業）や、国の補助基準が実態に合わないものを補完するもの（超過負担）を含む。』

り、限定的である。こうした中、総務省は2018年に「地方単独事業（ソフト）の「見える化」に関する検討会」を開催し、単独事業の内訳の公表を進めることとなった。試験的に行われた2017年度決算調査の集計結果をもとに、児童福祉費の市区町村分の総額上位20事業をまとめると下表の通りとなる。

表1 児童福祉費単独事業（ソフト）⁵の内訳

	市区町村	都道府県	合計	純計
私立保育所	4,353	778	5,131	4,541
公立保育所	3,544	21	3,565	3,540
乳幼児医療費助成（義務教育就学前分）	1,807	422	2,229	1,821
乳幼児医療費助成（義務教育就学後分）	1,455	215	1,670	1,491
認可外保育所・家庭的保育事業・小規模保育事業等	656	396	1,052	660
その他の子ども・子育て関係サービス	589	749	1,338	1,009
子ども手当（職員分）	580	668	1,248	1,252
私立認定こども園	574	98	672	575
母子（父子）家庭医療費助成	526	202	728	530
放課後児童健全育成	448	24	472	446
子どもに対する現金給付	427	198	625	443
公立児童厚生施設	394	28	422	423
公立認定こども園	296	2	298	296
知的障害児施設等	225	178	404	380
子育て支援（一時預かり、保育ママ等）	172	413	585	182
保育料等軽減	168	141	308	176
その他の子ども・子育て施設サービス	151	30	181	154
公立子育て支援施設	98	0	98	98
母子家庭等支援	93	96	189	184

（出所）総務省「地方単独事業（ソフト）の「見える化」に関する検討会（2018）」公表資料より、抜粋・改変。

総額としては、保育所関連や乳幼児医療費助成が大きいものの、他にも様々なサービスを行っていることが分かる。単年度の試験的な集計であることを踏まえ、本稿の分析では用いなかったが、単独事業の理解の一助とはなり得る。早ければ2021年度に行う2020年度決算調査から本格的な調査が始まるとされており、今後はこうしたデータの活用が期待される。

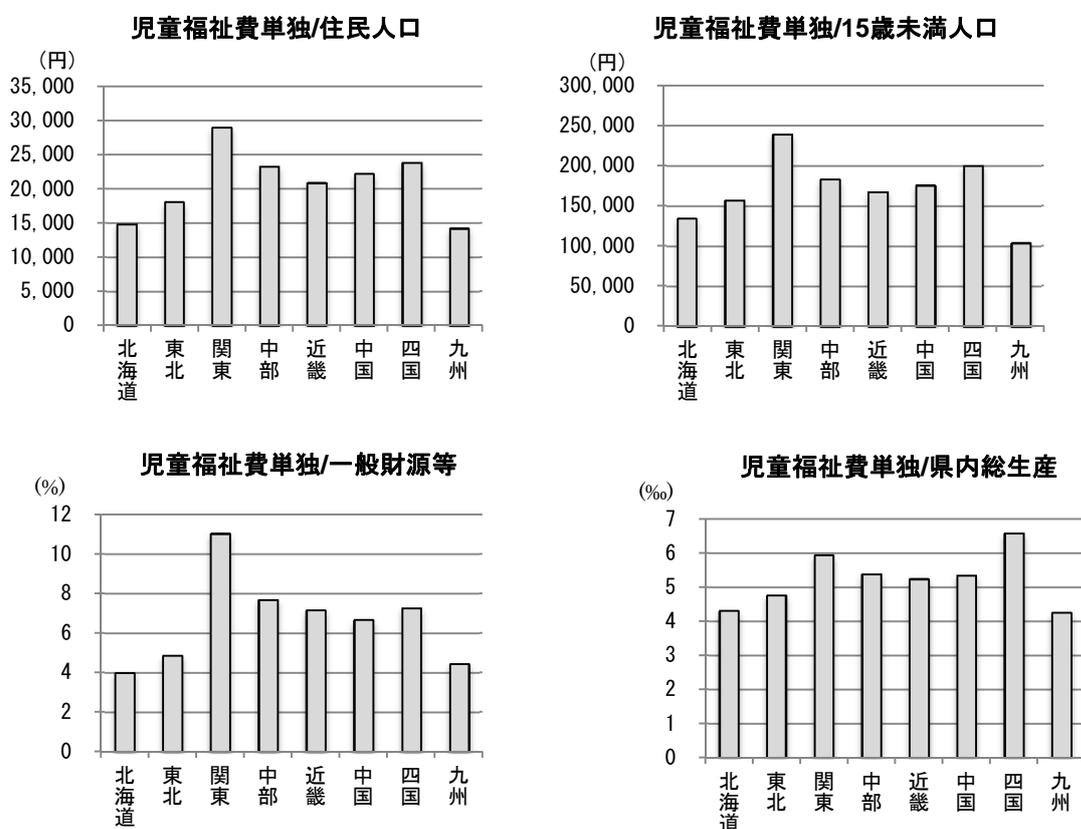
2.2 児童福祉費単独の地域差

的場（2008）は、住民1人当たり児童福祉費に地域差が存在するとしている。ただし、児童福祉費の総額を分析対象としており、児童福祉費単独に絞った同様の分析は存在しない。総額の地域差には、補助による意図しない地域差が含まれると考えられるため、市町村の裁量行動を見る上では単独事業に着目する必要がある。そこで、本稿ではまず児童福祉費単独の水準について地域差が存在するか、複数の指標で標準化した上で地域ブロックごとの平

⁵ 児童福祉費単独（ソフト）は、人件費、物件費のうち備品購入費・地方債発行手数料、維持補修費、補助費等のうち公営企業繰出金、普通建設事業費、災害復旧事業費、失業対策事業費、公債費、積立金、繰出金のうち公営企業繰出金を含まない。本稿で用いる児童福祉費単独とは、厳密には異なる点に注意。

均値を比較する。

図2 児童福祉費単独の地域差（地域ブロック別）

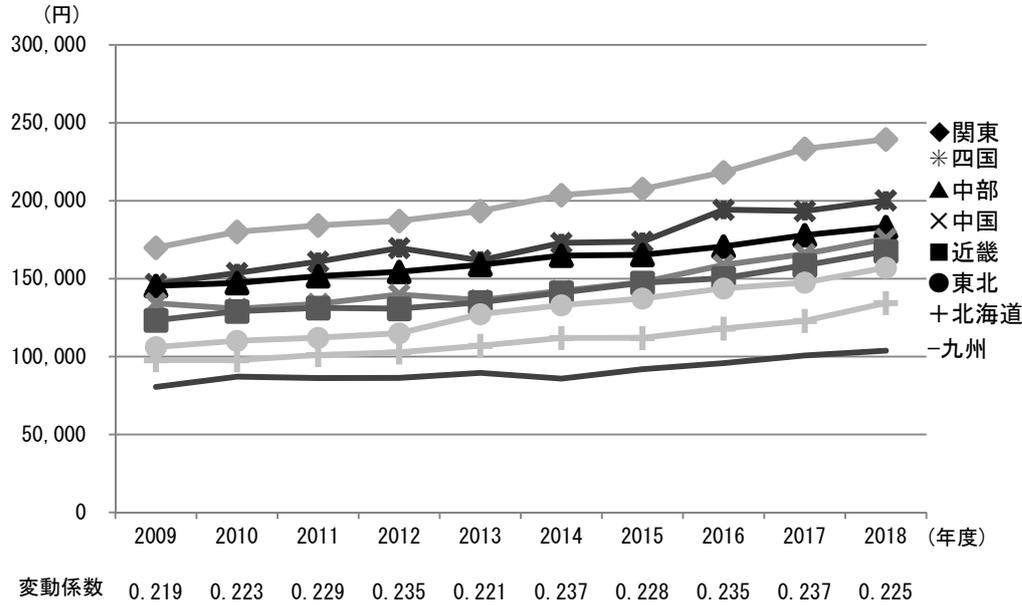


(出所)2018年度総務省「地方財政状況調査(市町村分)」及び「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」、2018年度内閣府「県民経済計算」。

児童福祉費単独を住民人口及び15歳未満人口で除した場合、最小の九州と最大の関東では2倍程度の格差が存在する。また、用途の制限がない市町村の財源である一般財源等に占める児童福祉費単独を見た場合、最小の北海道と最大の関東では2.8倍の格差が存在する。更に、経済活動の指標である県内総生産で除した際も、最小の九州と最大の四国で1.6倍の格差が存在する。地域差の都道府県別の結果は、<巻末付図1>の通りである。関東の中では東京、四国の中では高知が突出していることが分かる。

これ以降は、児童福祉費単独を主なサービス受容主体である15歳未満人口で除した「児童1人当たり児童福祉費単独」を主な分析対象とする。まず、図2で示した地域ブロック別平均値の年度ごとの推移を見てみる。

図3 児童1人当たり児童福祉費単独の地域差の推移



(出所) 総務省「地方財政状況調査(市町村分)」及び「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」。

地域差は一貫して存在しており、2009～2018 年度の間に、順位の変動は一度も起こっていない。また、地域ブロック別の平均値を用いて算出した変動係数を見ると、年度によって増減はあるものの、2009年の0.219から2018年の0.225に微増している。

更に、県内の地域差について見るため、都道府県内の変動係数を比較する。

表2 児童1人当たり児童福祉費単独の県内の変動係数

順位	県名	平均(千円)	変動係数	順位	県名	平均(千円)	変動係数
1	青森県	168	1.46	26	静岡県	156	0.53
2	長崎県	138	1.01	27	山梨県	279	0.52
3	奈良県	261	1.00	28	山口県	190	0.51
4	北海道	288	0.98	29	和歌山県	272	0.50
5	熊本県	157	0.84	30	鳥取県	382	0.49
6	佐賀県	152	0.81	31	宮城県	226	0.49
7	鹿児島県	128	0.80	32	神奈川県	151	0.47
8	大分県	130	0.75	33	長野県	288	0.46
9	沖縄県	150	0.73	34	栃木県	167	0.46
10	宮崎県	198	0.71	35	東京都	423	0.45
11	広島県	249	0.68	36	愛媛県	279	0.44
12	福岡県	129	0.65	37	茨城県	132	0.43
13	島根県	242	0.65	38	滋賀県	180	0.42
14	秋田県	234	0.64	39	新潟県	273	0.42
15	岩手県	203	0.61	40	香川県	215	0.40
16	福島県	248	0.61	41	山形県	239	0.39
17	徳島県	290	0.61	42	千葉県	203	0.38
18	岡山県	233	0.59	43	石川県	243	0.37
19	三重県	254	0.59	44	福井県	227	0.34
20	群馬県	180	0.58	45	埼玉県	167	0.31
21	京都府	254	0.57	46	愛知県	221	0.30
22	兵庫県	187	0.57	47	大阪府	171	0.28
23	高知県	385	0.56				
24	富山県	262	0.56				
25	岐阜県	202	0.53				
				合計		227	0.74

(出所) 2018 年度総務省「地方財政状況調査(市町村分)」及び「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」。

<表 2>は、変動係数が大きい県から順に並べており、市町村全体の変動係数 0.74 より大きいのは 7 県に留まることから、県内の地域差は全国と比較して小さいと考えられる。特徴として、大阪府、愛知県、埼玉県を中心に都市圏の変動係数が小さいことが挙げられる。

このような地域差は、どのような要因によるものだろうか。的場 (2008)は、児童福祉費総額の地域差には、保育所整備や、一般財源の規模、近隣市町村の水準が影響を与えているとしている。

また、中澤 (2006)は、老人福祉サービス歳出である老人福祉費単独の決定要因について分析を行っている。ここでは、介護サービスの利用実態、一般財源の規模、近隣市町村の水準が影響を与えているとしている。また、財政力指数の大小でサンプル分けした場合、老人福祉費の決定構造に差異があったと指摘している。

他には、地方独自の子育て政策の決定要因を分析したものとして、別所 (2012)がある。決算統計ではなく、内閣府「地方自治体における独自子育て支援施策の実施状況の調査 (2005)」のデータをもとに、財政力との関係を分析し、財政力指数が正の影響を与えているとしている。

更に、林 (2016)や安藤 (2017)は、財政力が単独事業費の規模に正の影響があると報告している。いずれも、単独事業費を老人福祉費や児童福祉費等に分けて分析しており、やはり財政力が重要な決定要因であることが示唆される。

これらの先行研究から、児童福祉費単独の水準は、地域の実情、財政力、近隣市町村の水準等が影響を与えるという仮説を立てることができる。ただし、近年は特に近隣市町村の参照行動である、いわゆる市町村間競争が注目されており、本稿でも特にこの点について着目することとする。

2.3 市町村間競争の現状

社会保障関連の政策における地方政府間の財政競争を分析したものとして、まず田中 (2009)が挙げられる。先述の、内閣府「地方自治体における独自子育て支援施策の実施状況の調査 (2005)」を用いて都道府県別クロスセクション分析を行っている。的場 (2008)や中澤 (2006)においても近隣市町村からの影響を見ているが、田中 (2009)は発展させた形として、双方向の因果関係による内生性の問題等に対処する「一般化空間的二段階最小二乗法 (GS2SLS)」を分析手法に採用している。

その後、児童福祉費の内訳に含まれる妊婦健診 (別所・宮本, 2012; 足立・齊藤, 2016b)、乳幼児医療費助成 (足立・齊藤, 2016a)や保育所の量的拡充 (足立・上村, 2016) について、GS2SLS を用いた市町村別の分析が行われており、いずれも参照先の市町村の設定⁶に差異

⁶ 別所・宮本 (2012)では、同一県内の近隣 50km の市町村の行動を参照した市町村間競争が見られると報告している。足立・齊藤 (2016b)では、近隣市町村 (距離制限なし)、同一県内市町村、同一類似団体に属する市町村の順に大きな正の影響を受けているとしている。足立・齊藤 (2016a)では、近隣市町村 (距離制限なし)、同一類似団体に属する市町村のいずれからも正の影響を受けているとしている。足立・上村 (2016)では、私立保育園の量的拡充のみ近隣市町村 (距離制限なし) から正の影響を受けているとしている。

はあるものの、市町村間競争が見られるという結論を得ている。

一方で、田中 (2013)のサーベイが指摘するように、市町村間競争の理論モデルや帰結について、一意な評価を下すことは困難である。Brueckner (2003)は理論モデルを、公共財の便益が直接的外部性を引き起こす「スピルオーバーモデル」と地域間の要素（資本や労働力）の移動を引き起こす「リソース・フローモデル」に大別した上で、結局は同じ推定式⁷に帰着するため、どのような競争形態によるものか識別は容易ではないとしている。なお、Brueckner (2003)は、地方政府がパフォーマンスを比較し合う「ヤードスティック競争」も、「情報のスピルオーバー」によるものとして、「スピルオーバーモデル」に分類している。更に、田中 (2013)によれば、政策競争の帰結について、社会的厚生改善に結びつけば「有益な政策競争」となり、限られたパイを奪い合うゼロサム・ゲームに陥れば「有害な政策競争」になるという、両方の可能性がある。

そこで、本稿では地域の実情や財政力を制御した上で、市町村データによる分析を行った別所・宮本 (2012)らのモデルをベースに、GS2SLS を用いた市町村間競争の有無の確認を行う。ただし、どのような政策競争モデルに当てはまるかの検証については、追加的な実証分析⁸が必要となるため、今後の課題として残すこととする。

一方で、市町村間競争が見られた場合、その帰結の評価は、今後の少子化対策を考える上でより重要である。そこで、市町村間競争の結果として見られる児童福祉費単独の水準が地域にどのような効果を及ぼしているかを分析し、それが「望ましい政策競争」なのか「望ましくない政策競争」なのか考察を加えることとする。

2.4 子育て政策の効果に関する先行研究

子育て政策の効果として、「出生率」と「子どもの移動（居住地選択）」等が考えられる。本節では、それぞれの効果検証を行った先行研究を概観する。

出生率に関する実証分析は数多く存在するが、ここでは子育て政策が出生率に与える効果を分析したものに限る。保育所整備が出生率に与える効果を分析したものとして、阿部・原田 (2008)や宇南山・山本 (2015)がある。阿部・原田 (2008)は、市町村データを用いて、所得・女性賃金・地価・教育志向の高さ・保育所の未整備は負の影響を与えることを示し、保育所整備が出生率上昇に有効であるとしている。宇南山・山本 (2015)は、都道府県データを用いて、保育所の整備が出生率や女性の労働力を上昇させることを示している。

また、児童福祉費のデータを用いて出生率に与える効果を分析したものとして、宮本・荒渡 (2013)、加藤 (2017)や中澤他 (2015)が存在する。宮本・荒渡 (2013)は、市町村の児童福祉費を所得補助（扶助費）と非所得補助（扶助費以外）の2つに分けたところ、いずれも出

⁷ 推定式は、 $z_i = \beta \sum_{j \neq i} w_{ij} z_j + X_i \theta + \varepsilon_i$ 。ただし、 z_i は自地域の政策水準、 z_j は参照先地域の政策水準、 w_{ij} はウェイト、 X_i は地域特性、 β 及び θ はパラメーター、 ε_i は誤差項を表す。

⁸ Brueckner (2003)や田中 (2013)に具体例が示されている。子育て政策の分野では、足立・齊藤 (2016a)が、ヤードスティック競争の理論的背景にある選挙の影響を見るため、分析モデルに選挙ダミー・選挙前年ダミーを入れ、正の影響があることを示している。

生率に正の影響があるとしている。加藤 (2017)は、市町村の人口密度が出生率に与える影響を分析する中で、保育所整備や児童福祉費を説明変数に加えており、いずれも出生率と正の相関関係があるとしている。一方で、中澤他 (2015)は、市町村の子育て政策の指標として、保育所整備や児童福祉費のうち所得補助 (扶助費) 等を説明変数に入れて分析したところ、いずれも出生率に有意な影響はないという結果を得ている。

次に、子育て政策が子どもの移動に与える影響を分析したものは少なく、中澤他 (2015)と Nakajima and Tanaka (2014)が挙げられる。中澤他 (2015)では、前述の出生率の分析と同じモデルを使用し、0~4 歳純社会増加率 (人口や死亡者数から推計して得られた純社会増加数を当該年齢の人口で除した値) 及び 5~9 歳純社会増加率に与える効果を分析している。その結果、東京圏 (埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県) においては保育所整備の状況が子どもの移動に正の影響があるとしている。Nakajima and Tanaka (2014)は、内閣府「地方自治体における独自子育て支援施策の実施状況の調査 (2005)」と全国消費実態調査から得た家計のマイクロデータを用いた分析を行い、地域の子育て政策は家計の居住地選択行動と出生行動に影響を与えうるとしている。子育て以外の福祉政策については、筆者の知る限り、介護サービス水準が後期高齢者の移住に効果があるとした Kawase and Nakazawa (2009)に限られる。

地域変数と人口移動の関係は、Tiebout (1956)による「足による投票」仮説の検証を通して海外では数多く分析されてきた。林 (2006)で紹介されているように、主要な研究の一つが米国の AFDC (Aid to Family with Dependent Children) の受給条件の州間での差異と受給者の移動の関係である。受給額の差異が人口移動に有意な効果はないとする研究も存在するものの、複数の実証分析で有意な結果が得られている。特に、福祉サービスの充実が移住を誘発する現象を、ウェルフェア・マグネット (welfare magnet) と呼ぶ。近年では、移民の問題と絡めて複数の実証分析⁹が行われている。ウェルフェア・マグネットについて未だ一致した結論は見られていないものの、日本でも分析を進めていく余地がある分野だと考えられる。

本稿では、出生率と子どもの移動の双方の効果検証を行った中澤他 (2015)のモデルを参考に分析を行うこととする。本稿における相違点として、まず地方独自の子育て政策の効果を見るため、児童福祉費を単独と補助に分けた値を主たる説明変数とすることが挙げられる。また、本稿ではパネルデータを用い、時間不変の地域特性を制御する。更に、子どもの移動に関するデータについて、2012 年から年齢別の純社会増加数のデータが取得可能であるため、本稿では推計を要さないこちらの統計を用いる。

2.5 出生率と子どもの移動の現状

実証分析に移る前に、本節では出生率と子どもの移動の現状を把握するため、主な分析対象年度となる 2015 年度の「GFR (出生率)」、「0~9 歳の純社会増加数」、「子どもの人

⁹ Giulietti and Wahba (2013)のサーベイで数多く紹介されている。

口移動率」の上位・下位 10 市町村を示す。あくまで、特定時点における上位・下位であり、年度による変動があるため一概に言うことはできないが、全体の傾向を俯瞰することはできる。

表 3 GFR、0～9 歳の純社会増加数及び子どもの人口移動率（上位・下位 10 市町村一覧）

(出所) 2015 年度総務省「地方財政状況調査（市町村分）」及び「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び

上位10市町村								
GFR(‰)		0～9歳の純社会増加数(人)			子どもの移動率(%)			
沖縄県	北大東村	180.6	埼玉県	さいたま市	1098	山梨県	小菅村	29.5
東京都	利島村	152.2	大阪府	吹田市	810	長野県	北相木村	26.1
和歌山県	北山村	139.5	千葉県	流山市	632	山梨県	丹波山村	25.0
新潟県	粟島浦村	125.0	千葉県	印西市	473	鹿児島県	三島村	20.4
沖縄県	南大東村	120.6	東京都	町田市	426	奈良県	川上村	15.8
沖縄県	渡名喜村	111.1	東京都	八王子市	406	和歌山県	北山村	14.3
沖縄県	粟国村	109.8	神奈川県	藤沢市	393	鹿児島県	十島村	11.1
高知県	大川村	105.3	埼玉県	越谷市	386	東京都	奥多摩町	9.9
沖縄県	渡嘉敷村	97.8	大阪府	豊中市	384	北海道	音威子府村	9.4
鹿児島県	三島村	94.3	福岡県	福津市	377	東京都	青ヶ島村	9.1

下位10市町村								
GFR(‰)		0～9歳の純社会増加数(人)			子どもの移動率(%)			
奈良県	黒滝村	0.0	大阪府	大阪市	-3754	奈良県	野迫川村	-46.2
奈良県	上北山村	0.0	神奈川県	川崎市	-1732	群馬県	南牧村	-33.3
奈良県	川上村	0.0	愛知県	名古屋市	-999	北海道	占冠村	-16.9
高知県	馬路村	7.9	神奈川県	横浜市	-920	北海道	奥尻町	-12.6
東京都	奥多摩町	12.9	兵庫県	尼崎市	-802	北海道	福島町	-10.3
宮城県	七ヶ宿町	13.7	千葉県	市川市	-627	北海道	上砂川町	-10.1
秋田県	上小阿仁村	14.0	東京都	大田区	-604	奈良県	東吉野村	-9.4
高知県	東洋町	16.7	京都府	京都市	-551	長野県	王滝村	-9.1
長野県	平谷村	17.2	福岡県	福岡市	-518	京都府	笠置町	-8.8
奈良県	東吉野村	18.5	宮城県	仙台市	-455	沖縄県	大宜味村	-8.7

世帯数」、「住民基本台帳人口移動報告」。

(注) 本稿の分析の対象とした 1730 市町村の上位・下位を示している。

3 節で詳述するように、GFR は 15～44 歳女性人口千人当たりの総出生数、子どもの人口移動率は 0～9 歳の純社会増加数を前年度の当該年齢人口で除した値である。

GFR の上位 10 市町村は沖縄県南大東村を除いて人口 1000 人未満の村である。特に、半数を沖縄県が占めており、都道府県別合計特殊出生率が全国 1 位¹⁰であることを反映している。一方で、下位 10 市町村では、人口 1000 人未満の 4 村と人口 1000 人規模の 6 町村で構成される。また、奈良県から 4 村が含まれている。

0～9 歳の純社会増加数の上位 10 市町村では、さいたま市は当時 127 万人、それ以外の市は人口 100 万人以下の市である。また、全ての市が昼夜間人口比率¹¹100%未満であることから、都市へ通勤する人の居住地であることが示唆される。対して、下位 10 位は、人口 100 万人以上が 7 市あり、昼夜間人口比率は大阪市の 132%を始め 100%を超える市が 5 つある。

子どもの人口移動率の上位 10 市町村では、人口規模を考慮したため、人口 1000 人未満の 8 町村が中心となっている。山梨県小菅村では、「小菅村地方総合戦略」や「人口ビジョン」¹²を掲げ、自然環境を活かした子育て世帯を含む移住者増に取り組んでおり、結果に表

¹⁰ 厚生労働省「人口動態調査 (2015)」によれば、沖縄県は 1.96 で全国 1 位である。

¹¹ 2015 年総務省「国勢調査」による。

¹² 山梨県小菅村 HP(<http://www.vill.kosuge.yamanashi.jp/administration/general/2016/03/post-19.php>)より閲覧可

れていると言える。一方で、下位 10 市町村では、人口 1000 人未満の 2 村と人口 1000 人規模の 8 町村で構成される。また、奈良県から 2 村、北海道から 4 町村が含まれている。

3 分析方法及びデータ

3.1 地域差の分析

3.1.1 モデル

児童福祉費単独の時点での地域差の要因を分析するため、近隣市町村の児童福祉費単独（参照先政策水準）を主たる説明変数とした単年度クロスセクション分析を行う。Brueckner (2003)及び別所・宮本 (2012)を参照し、推定式は下記の通りである。

$$Jido_ind_i = \alpha + \beta WJido_ind_j + \lambda_1 Finance_i + \lambda_2 Women_i + \lambda_3 Double_i + \lambda_4 House_i + \lambda_5 Pop15/65_i + \lambda_6 Dense_i + \lambda_7 Ind_i + \lambda_8 CPI_i + u_i \quad (1)$$

$$W = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & w_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n,1} & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

表 4 推定式に用いた変数の説明

変数	変数の説明
<i>Jido_ind</i>	児童 1 人当たり児童福祉費単独 (=児童福祉費単独 (百万円) / 15 歳未満人口 (人))
<i>Finance</i>	住民 1 人当たり一般財源等 (=一般財源等 (百万円) / 住民人口 (人))
<i>Women</i>	女性労働力率 (%)
<i>Double</i>	共働き世帯比率 (%)
<i>House</i>	持ち家世帯比率 (%)
<i>Pop15/65</i>	年少・老年人口比率 (=15 歳未満人口比率/65 歳以上人口比率)
<i>Dense</i>	人口密度 (人/km ³)
<i>Ind</i>	第一次産業就業者比率 (%)
<i>CPI</i>	CPI (消費者物価) 地域差指数
<i>u</i>	誤差項

ウェイト **W** については、近隣ウェイトを用いる。市町村間の距離が小さいほど影響を受けるかを見るために、役場間の大円距離 **d** の逆数からなる空間重み行列を作成する。行和が 1 になるように基準化しており、 $w_{i,i}=0$ (同一地域間はゼロ) である。役場間の位置情報は、国土地理院の緯度・経度情報¹³を用いる。また、近隣の局所的な影響を見るために、別所・宮本 (2012)と同様に半径 50km 圏内に限定する。

能(2020年6月10日閲覧)。

¹³ 国土地理院 HP (<https://www.gsi.go.jp/KOKUJYOHO/center.htm>) より入手可能(2020年6月10日閲覧)。

$$\text{近隣50km ウェイト} : w_{i,j} = \frac{1/d_{i,j}}{\sum_{j=1}^n 1/d_{i,j}} \text{ if } i \neq j, d_{i,j} < 50$$

別所・宮本 (2012)において、技術的外部性・共通のショック等の要因の識別を目的として、県内と県外でウェイトを分けている。技術的外部性や共通のショックであれば県境は関係ないため、県内ウェイトと県外ウェイトを用いた結果は同一になると考えられる。別所・宮本 (2012)の推定結果では、50km 圏内の同一県内ウェイトでのみ有意に正の影響が見られたことから、同一県内の近隣市町村を参照したヤードスティック競争が起きているとしている。そこで本稿では、近隣 50km 圏内のうち、同一県内の団体でウェイト付けしたものと、他県の団体でウェイト付けしたもので場合分けした結果についても示すこととする。

$$\text{近隣50km・県内ウェイト} : w_{i,j} = \frac{1/d_{i,j}}{\sum_{j=1}^n 1/d_{i,j}} \text{ if } i \neq j, \text{同一県}, d_{i,j} < 50$$

$$\text{近隣50km・県外ウェイト} : w_{i,j} = \frac{1/d_{i,j}}{\sum_{j=1}^n 1/d_{i,j}} \text{ if } i \neq j, \text{他県}, d_{i,j} < 50$$

3.1.2 内生性の問題と対処法

Anselin (1988)をもとに足立・齊藤 (2012a)が指摘するように、(1) 式は $WJido_ind_j$ が内生変数であるため、通常の OLS では推定できない。また、誤差項が以下のようなモデルに従うという誤差項の空間的自己相関の問題があり、Kelejian and Prucha (1998)が指摘するように、 β が例え統計的に有意であっても、見せかけの相関でしかない可能性がある。

$$u_i = \rho W u_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

以上の問題に対処するために、Kelejian and Prucha (1998)が提案した「一般化空間的最小二乗法 (GS2SLS)」を用いて推定する。この方法では、操作変数としてウェイト付けした制御変数を用いた操作変数法によって、一致推定量を導出できることが確認されている。

3.1.3 データ

本分析においては、直近の国勢調査が行われた 2015 年のデータを用いる。また、分析対象の市町村については、3.2 節の分析と共通となるよう、2013~2017 年で全てのデータが取得可能な 1730 市町村とする。

被説明変数及び主たる説明変数である「児童福祉費単独の水準」については、児童福祉費単独の総額を市町村の 15 歳未満人口で除した「児童 1 人当たり児童福祉費単独」を用いる。児童福祉費単独の総額は、総務省「地方財政状況調査 (市町村分)」、人口は総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」のデータを用いる。

制御変数については、複数の先行研究が示しているように、市町村の財政力が単独事業費の規模に影響を与えるため、財政力に関する指標を加える必要がある。そこで、「老人 1 人当たり老人福祉費単独」の決定構造について分析を行った中澤 (2006)を参考に、市町村の財政力を示す指標として、「財政力指数」及び「住民 1 人当たり一般財源等」のいずれを採

用するか検討を行う。財政力指数は、総務省「地方財政状況調査（市町村分）」で得られる、基準財政収入額を基準財政需要額で除して得た数値の過去 3 年間の平均値と定義され、地方交付税による財政力調整前の財政力を計測したものである。一方で、一般財源等は地方税・地方譲与税・地方交付税を始めとする財源の使途が制限されない市町村の収入である。どの指標が、市町村の財政力を示すかについては、柵木 (1992)や安藤 (2017)などいくつかの先行研究が存在するものの、一致した見解は見られない。そこで、本稿では中澤 (2006)のように、児童福祉費単独の水準と財政力指数あるいは住民 1 人当たり一般財源等との相関関係を見て、採用する指標を決めることとする。

分析結果は<巻末付図 2>に示す。「児童 1 人当たり児童福祉費単独」については、「財政力指数」と 2 次の関係を示すのに対し（巻末付図 2 上段）、「住民 1 人当たり一般財源等」とは正の相関が見られる（巻末付図 2 下段）。これは、中澤 (2006)の結果と整合的であり、同様に「住民 1 人当たり一般財源等」を採用することとする。

次に、地域の実情を表す変数として、女性の就業状況の指標である「女性労働力率」を加える。データは、総務省「国勢調査」による。また、的場 (2008)で用いられていた保育所関連のデータは、被説明変数である児童福祉費単独の中に保育所関連の費用が多く計上されていることから、本稿の分析においては用いないこととする。

更に、中澤 (2006)、田中 (2009)及び別所 (2012)を参考に、世帯構造の違いを制御するため、「共働き世帯比率」と「持ち家世帯比率」、人口構造の違いを制御するため、15 歳未満人口を 65 歳以上人口で除した「年少・老年人口比率」、都市化の度合いを制御するため、「人口密度」及び「第一次産業就業者比率」を用いる。また、児童福祉に要する経費は地域の物価の影響を受けると考えられるため、都道府県別の「CPI（消費者物価）地域差指数」も加える。世帯、人口密度、第一次産業就業者比率に関するデータは総務省「国勢調査」、年齢別人口に関するデータは総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」、CPI 地域差指数は総務省「小売物価統計調査」のデータを用いる。

本稿では、市町村サンプルを分けて分析し、その特徴ごとの影響にも着目する。まず、財政力の大小で分けるため、2015 年の財政力指数の中央値 44 を基準に、財政力指数が 44 以上の市町村を財政力大（881 市町村）、財政力指数が 44 より小さい市町村を財政力小（849 市町村）の 2 つに分ける。次に、都市部と非都市部で分けるため、2015 年の総務省「国勢調査」より得られる人口集中地区（DID）人口のデータをもとに、DID を含む市町村（DID 人口>0）を都市部（820 市町村）、DID を含まない市町村（DID 人口=0）を非都市部（910 市町村）とする。最後に、首都圏の特徴を見るため、中澤他 (2015)を参考に、東京圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）に限定した結果を示す。

分析に使用した変数の基本統計量は<巻末付表 1 上段>の通りである。

3.2 効果の分析

3.2.1 モデル

児童福祉費単独の効果の分析においては、パネルデータ分析を行う。被説明変数を「出生率」とした推定式は下記の通りである。

$$GFR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Jido_ind_{i,t-1} + \beta_2 Jido_sub_{i,t-1} + \lambda_1 Income_{i,t-1} + \lambda_2 Land_{i,t-1} + \lambda_3 Wage_{i,t-1} + \lambda_4 Univ_{i,t-1} + \lambda_5 Dense_{i,t-1} + \gamma d_t + u_{i,t} \quad (3)$$

被説明変数を「子どもの人口移動率」とした推定式は下記のとおりである。

$$Move_{i,t} = \alpha + \beta_1 Jido_ind_{i,t-1} + \beta_2 Jido_sub_{i,t-1} + \beta_3 Move_3040_{i,t-1} + \lambda_1 Income_{i,t-1} + \lambda_2 Land_{i,t-1} + \lambda_3 Wage_{i,t-1} + \lambda_4 Univ_{i,t-1} + \lambda_5 Dense_{i,t-1} + \gamma d_t + u_{i,t} \quad (4)$$

表 5 推定式に用いた変数の説明

変数	変数の説明
<i>GFR</i>	総出生率 (‰) (=出生数 (人) / 15~44 歳女性人口 (人))
<i>Move</i>	子どもの人口移動率 (%) (=0~9 歳の純社会増加数 (人) / 前年の 0~9 歳人口 (人))
<i>Jido_ind</i>	児童 1 人当たり児童福祉費単独 (=児童福祉費単独 (百万円) / 15 歳未満人口 (人))
<i>Jido_sub</i>	児童 1 人当たり児童福祉費補助 (=児童福祉費補助 (百万円) / 15 歳未満人口 (人))
<i>Move_3040</i>	30~49 歳の人口移動率 (%) (=30~49 歳の純社会増加数 (人) / 前年の 30~49 歳人口 (人))
<i>Income</i>	納税者当たり課税対象所得 (=課税対象所得 (百万円) / 納税義務者数 (人))
<i>Land</i>	地価 (=宅地の決定価格総額 (千円) / 評価総地積 (m ³))
<i>Wage</i>	女性賃金 (=決まって支給される現金給与額 (千円))
<i>Univ</i>	大学進学率 (%)
<i>Dense</i>	人口密度 (人/km ³)
<i>d</i>	時点ダミー
<i>u</i>	誤差項

いずれの推定式も、同時性・逆因果の問題を考慮し、説明変数は 1 期ラグをとる。また、年度固有の要因を制御するために、時点ダミーを加えている。

プーリング回帰モデル、固定効果モデル、変量効果モデルのいずれを採用するかは、Breusch and Pagan 検定と Hausman 検定を行った上で、固定効果モデルを採用することとする。

3.2.2 出生率の分析に供するデータ

本分析においては、全ての年度をデータが揃う 2013 年から 2017 年のデータを用いる。

被説明変数である「出生率」については、加藤 (2017)は合計特殊出生率 (TFR) を、宮本・荒渡 (2013)や中澤他 (2015)は総出生率 (GFR) を用いている。TFR は女性の年齢別人口構成を踏まえた指標であるのに対し、GFR は 15～44 歳女性人口千人当たりの総出生数である。市町村別 TFR は 5 年ごとの平均しか公表されておらず、直近のものだと 2008～2012 年のデータとなる。本稿では、近年の動向を踏まえた分析を行うために、GFR を用いる。出生数は「住民基本台帳」のデータを使用する。

主たる説明変数は児童福祉費単独の水準であるが、サービスを受ける住民にとっては単独と補助の区別がつかないため、補助の水準についての影響も考慮する。「児童福祉費単独・補助の水準」については、児童福祉費単独・補助の総額を市町村の 15 歳未満人口で除した「児童 1 人当たり児童福祉費単独・補助」を用いる。

他の制御変数は、宮本・荒渡 (2013)及び中澤他 (2015)を参照し、連続年度で収集可能なデータを用いる。所得の指標として「納税者当たり課税対象所得」は、総務省「市町村税課税状況等の調」より課税対象所得を所得割の納税義務者数で除した値を用いる。生計費・養育費の代理指標として「地価」は、総務省「固定資産の価格等の概要調書」より宅地の決定価格総額を評価総地積で除した値を用いる。養育の機会費用の指標として「女性賃金」は、市町村データがないため、都道府県別の厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より月額が決まって支給される現金給与額の 20～44 歳女性の平均値を用いる。教育水準の指標として「大学進学率」は、文部科学省「学校等基本調査」より大学進学者数を高等学校卒業業者数で除した値を用いる。また、加藤 (2017)は、人口密度が都市化の代理変数として捉えられ、出生率へ負の影響があると報告したことから「人口密度」を変数に加える。ここでは、連続年度のデータを収集するため、総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」より得られる各年度の総人口を「2015 年度国勢調査」より得られる「総面積」で除した値を用いることとする。

先行研究で共通して用いられた「子持ち世帯比率」や「親族との同居比率」といった世帯構造に関する指標は、5 年ごとの国勢調査でしか得られないため、本稿では加えていない。先行研究が単年度クロスセクション分析であったのに対し、本稿では固定効果分析を用いたため、これらは時間不変の地域特性として制御されると考えられる。「保育所整備」に関する指標は、児童福祉費単独に保育所関連の費用が多く計上されており、児童福祉費単独の水準が増えれば保育所環境も改善されると考えられ、本稿では制御の必要はない変数と判断し、加えないこととする。

3.2.3 子どもの移動の分析に供するデータ

本分析においては、同様に全ての年度をデータが揃う 2013 年から 2017 年のデータを用いる。

被説明変数である「子どもの人口移動率」は、総務省「住民基本台帳人口移動報告（参考

表)」より、0～9歳の純社会増加数を前年の0～9歳人口で除した値を用いる。中澤他(2015)では、2005年の子どもの純社会増加数を年齢別の人口、死亡者数のデータから推計を行っていたが、2012年から年齢別の純社会増加数のデータが取得可能となったことから、こちらを用いることとする。

主たる説明変数や制御変数については、前節の出生率の分析と同様である。ただし、中澤他(2015)が指摘しているように、子どもの移動は、子育て政策とは異なる親世代の移動にも依存する。この影響を取り除くため、「30～49歳の人口移動率」を制御変数に加える。

出生率と子どもの人口移動率の分析に使用した変数の基本統計量はく巻末付表1下段の通りである。

4 推定結果

4.1 地域差の分析

児童1人当たり児童福祉費単独を被説明変数として、GS2SLSによるクロスセクション分析を行った推定結果はく表6の通りである。

表6 児童1人当たり児童福祉費単独を被説明変数としたGS2SLS分析の結果(2015年)

児童福祉費単独(百万円/人)	(1)全市町村 近隣50km	(2)全市町村 近隣50km・県内	(3)全市町村 近隣50km・県外	(4)財政力大 近隣50km	(5)財政力小 近隣50km	(6)都市部 近隣50km	(7)非都市部 近隣50km	(8)東京圏 近隣50km
参照先政策水準(百万円/人)	0.29*** (0.0864)	0.38*** (0.0689)	0.10** (0.0341)	0.21** (0.0805)	0.20 (0.1087)	0.44*** (0.0832)	0.23* (0.1173)	0.56*** (0.1458)
一般財源等(百万円/人)	0.13*** (0.0095)	0.13*** (0.0095)	0.13*** (0.0094)	0.23*** (0.0214)	0.11*** (0.0127)	0.23*** (0.0281)	0.11*** (0.0139)	0.09*** (0.0260)
女性労働力率(%)	0.0055*** (0.0010)	0.0049*** (0.0009)	0.0045*** (0.0010)	0.0091*** (0.0014)	0.0065*** (0.0014)	0.0054*** (0.0012)	0.0065*** (0.0014)	0.0056* (0.0023)
年少・老年比率	-0.16*** (0.0275)	-0.14*** (0.0272)	-0.18*** (0.0269)	-0.08** (0.0261)	-0.29*** (0.0582)	-0.05* (0.0206)	-0.27*** (0.0567)	-0.18** (0.0661)
CPI地域差指数	0.0079*** (0.0022)	0.0068** (0.0023)	0.0111*** (0.0024)	0.0065** (0.0021)	0.0163*** (0.0041)	0.0036* (0.0017)	0.0130*** (0.0038)	0.0217*** (0.0055)
他の制御変数	YES							
疑似決定係数	0.27	0.26	0.28	0.33	0.23	0.39	0.19	0.50
観測数	1,730	1,730	1,730	881	849	820	910	211

(注1)括弧内は標準誤差。***、**、*は0.1%、1%、5%有意水準。

(注2)他の制御変数とは、共働き世帯比率、持ち家世帯比率、人口密度、第一次産業就業者比率を含む。

(注3)(1)～(3)は全市町村をサンプルに、ウェイト付けを変更した結果。

(注4)(4)、(5)は財政力指数の中央値44を基準に、財政力指数 \geq 44を財政力大、財政力指数 $<$ 44を財政力小としてサンプルを分けた結果。

(注5)(6)、(7)は人口集中地区(DID)の有無を基準に、DID人口 $>$ 0を都市部、DID人口 $=$ 0を非都市部としてサンプルを分けた結果。

(注6)(8)は東京圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)にサンプルを限定した結果。

(1)は全市町村について近隣50kmウェイトを用いた結果、(2)と(3)は(1)で用いたウェイトを県内と県外に場合分けした結果を示している。最も着目したい参照先政策水準の係数について見ると、(1)は0.1%水準で有意(近隣市町村の児童1人当たり児童福祉費単独が1円高いと、児童1人当たり児童福祉費単独が0.29円高くなる)となり、近隣50kmにある参照先の政策水準が有意に正の影響を与えることが示された。(2)と(3)の比較においては、県内の係数が0.38で0.1%水準で有意、県外の係数が0.10で1%水準で有意となり、前者の係数の方が大きい。このことから、県内外問わず近隣市町村の行動を参照した市町村間競争が起きているが、県内の近隣市町村から相対的に大きな影響を受けていると考

えられる。

また、別所・宮本 (2012)が指摘した、技術的外部性や共通のショックについては、県内と県外で係数が異なるので、可能性は低いと考えられる。そもそも、子育て支援は所得補助や現物給付によるものがほとんどなので、技術的外部性（便益のスピルオーバー）は想定しにくい。更に、市町村間競争ではなく、上位政府（都道府県）によるコントロールである可能性については、県外からも有意な影響が認められることから可能性は低い。よって、市町村間競争は起きていることが示唆される結果となったが、2.3節で述べたように、どの政策競争モデルに当てはまるかについてのこれ以上の考察は困難である。

次に、(4) と (5) は財政の大小でサンプルを分けた結果を示す。2015年の財政力指数の中央値 44 を基準とし、財政力指数が 44 以上の市町村を財政力大 (881 市町村)、財政力指数が 44 より小さい市町村を財政力小 (849 市町村) の 2 つに分けた。そして、それぞれ同一グループ内の 50km 圏内ウェイトを用いた結果である。つまり、(4) は 50km 圏内の財政力大同士の市町村の影響を見ており、(5) は 50km 圏内の財政力小同士の市町村の影響を見ている。(4) の参照先政策水準の係数は 0.21 で 1%水準で有意であるのに対し、(5) の参照先政策水準の係数は有意ではない。このことは、財政力の大小が、市町村間競争を起こす余力があるか左右していることが示唆される。

(6) 及び (7) は、都市部と非都市部に分けるために、2015年の人口集中地区 (DID) 人口のデータをもとに、DID を含む市町村 (DID 人口>0) を都市部 (820 市町村)、DID を含まない市町村 (DID 人口=0) を非都市部 (910 市町村) として 2 つに分けた推定結果である。

(6) の参照先政策水準の係数は 0.44 で 0.1%水準で有意であるのに対し、(7) の参照先政策水準の係数は 0.23 で 5%水準で有意であった。このことは、都市部同士、非都市部同士いずれも市町村間競争が見られるが、前者の方が係数の値が大きく参照先政策水準の影響を受けやすいと言える。

(8) は、東京圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）にサンプルを限定した推定結果である。参照先政策水準の係数は 0.56 で 0.1%水準で有意となった。また全ての推定結果の中で最も係数の値が大きいことから、特に強い相互参照行動が東京圏で見られることを示唆している。

その他の制御変数については、全てのモデルで一貫して有意な結果が得られたものを示す。財政力の指標である住民 1 人当たり一般財源等の係数は、いずれも 0.1%水準で有意に正の影響を与えることが分かる。このことから、財政に余裕がある市町村ほど児童福祉費単独の水準が高いと言え、先行研究とも整合的である。

更に、女性労働力率の係数についても、いずれも有意に正であった。これは、児童福祉費単独の水準が高いため女性労働力率が高いのか、女性労働力率が高いから児童福祉費単独の水準が高いのか、必ずしも因果関係の方向は明らかではないが、いずれにしても、児童福祉費単独は地域の実情の影響を受けていると言える。

年少・老年人口比率は、いずれも有意に負であった。児童数が多ければ、児童福祉費単独

の水準も高いことが予想されるため、予想に反する結果である。しかし、別所 (2012)において、同様に子ども比率の一次項は子育て支援に有意に負である点とは整合的である。

CPI 地域差指数は、物価が高ければ、児童福祉に要する費用が増嵩するという予想と整合的な結果となった。

以上の結果をまとめると、全市町村を対象とした分析では、児童福祉費単独の水準は地域の実情や財政力だけでなく、近隣市町村から影響を受ける市町村間競争の存在が明らかになった。また、県内と県外いずれの近隣からも影響を受けるものの、県内から相対的に強い影響を受けることが示唆された。更に、サンプル分けした分析では、財政力の大きい市町村・都市部・東京圏同士で特に顕著な市町村間競争が見られることが確認された。この結果は、<表 2>において、都市圏の都道府県内では児童福祉費単独の変動係数が小さい傾向があることとも整合的である。

4.2 出生率に対する効果の分析

出生率 (GFR) を被説明変数として、固定効果パネルデータ分析を行った推定結果は<表 7>の通りである。

表 7 出生率を被説明変数とした固定効果パネルデータ分析の結果

GFR(%)	(1) 全市町村	(2) 全市町村	(3) 全市町村	(4) 全市町村	(5) 財政力大	(6) 財政力小	(7) 都市部	(8) 非都市部	(9) 東京圏
児童福祉費単独(百万円/人)	3.57** (1.1826)	3.63** (1.1809)	3.55** (1.1825)		-4.86*** (1.1484)	5.87** (1.8057)	-1.90 (1.5626)	3.95* (1.6494)	2.67 (3.6219)
児童福祉費補助(百万円/人)				-1.45 (1.3675)	-1.50 (2.1828)	-1.84 (1.9300)	-3.72 (2.0190)	-1.51 (1.8917)	22.33* (10.0696)
他の制御変数	YES	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
観測数	6,920	6,920	6,920	6,920	3,448	3,472	3,280	3,640	844
市町村数	1,730	1,730	1,730	1,730	881	849	820	910	211

(注1)括弧内は標準誤差。***、**、*は0.1%、1%、5%有意水準。

(注2)他の制御変数とは、納税者当たり課税対象所得、地価、大学進学率、人口密度を含む。

(注3)(1)~(4)は全市町村をサンプルにした結果。

(注4)(5)、(6)は財政力指数の中央値44を基準に、財政力指数 \geq 44を財政力大、財政力指数 $<$ 44を財政力小としてサンプルを分けた結果。

(注5)(7)、(8)は人口集中地区(DID)の有無を基準に、DID人口 $>$ 0を都市部、DID人口=0を非都市部としてサンプルを分けた結果。

(注6)(9)は東京圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)にサンプルを限定した結果。

(1) から (4) は全市町村のデータを用いて推定結果である。最も着目したい児童 1 人当たり児童福祉費単独の係数を中心に見ていく。(1) は基本モデルの結果を示し、係数は 1% 水準で有意 (児童 1 人当たり児童福祉費単独が百万円増えると、GFR が 3.57% 上昇する) であるのに対し、補助の係数は有意ではない。このことから、児童福祉費単独の水準が出生率に有意に正の影響を与え得ると言える。一方で、補助の水準は、そもそも全国どこでも同様のサービス水準が受けられるよう配分されているはずなので、有意差がないことは予想と整合的な結果である。児童福祉費を所得補助と非所得補助に分けて出生率 (GFR) への効果を分析した宮本・荒渡 (2013)の結果では、いずれも有意に正の影響があるとのことだった

が、本稿では児童福祉費を単独と補助で分けて分析しており、単独のみが出生率に有意に正の影響があることが明らかになった。

(2) は単独のみを説明変数とした場合であり、補助や他の制御変数を含めていない。児童福祉費単独の係数は(1) とほぼ同様の結果であり、(1) の結果が他の変数の有無を問わず、頑健であることを示している。

(3) は基本モデルから補助を説明変数から除いた場合、(4) は基本モデルから単独を説明変数から除いた場合であり、単独または補助の係数は(1) とほぼ同様の結果が得られる。(1) では単独と補助が連動することによる多重共線性が起きている可能性があるが、(3) と(4) の結果から説明変数の有無は互いに影響を与えない頑健な結果であることを示している。

(5) 及び(6) は、2.1 節の地域差分析と同様に、財政力指数が 44 以上の市町村を財政力大、財政力指数が 44 より小さい市町村を財政力小の 2 つに分けた推定結果である。児童福祉費単独の係数は、(5) の財政力大のグループでは -4.86 で 0.1% 水準で有意であるのに対し、(6) の財政力小のグループでは 5.87 で 1% 水準で有意である。このことから、財政力が小さい市町村では、児童福祉費単独の水準が出生率に有意に正の影響を与えると言える。一方で、財政力が大きい市町村では、児童福祉費単独の水準を伸ばしても、かえって出生率に負の影響を与えているという結果となった¹⁴。

(7) 及び(8) は、2.1 節の地域差分析と同様に、DID を含む市町村を都市部、DID を含まない市町村を非都市部として 2 つに分けた推定結果である。児童福祉費単独の係数は、(7) の都市部では有意ではないのに対し、(8) の非都市部では 3.95 で 5% 水準で有意である。このことから、非都市部では、児童福祉費単独の水準が出生率に有意に正の影響を与えると言える。

(9) は、サンプルを東京圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）に限定した推定結果である。児童福祉費単独の係数は、有意ではない。

以上の結果をまとめると、児童 1 人当たり児童福祉費単独の水準は、全市町村で見ると出生率に有意に正の影響を与えているものの、サンプル分けによる分析では、財政力が小さい市町村または非都市部においてのみ見られる結果である¹⁵。

4.3 子どもの移動に対する効果の分析

子どもの人口移動率を被説明変数として、固定効果パネルデータ分析を行った推定結果は<表 8>の通りである。

¹⁴ 財政力が大きい市町村を細かくサンプル分けしてみると、特殊要因（企業の集積等）により住民の居住実態に比して財政力が大きい一部の市町村において、児童福祉費単独が出生率・子どもの移動に負の影響を与えやすいという傾向が見られた。これらの市町村では、歳出を伸ばしやすい一方、出生率の変動も大きいため、負の影響として表れたと考えられる。これらの市町村を除いた財政力が大きい市町村で推定を行うと、児童福祉費単独は出生率・子どもの移動に有意な影響はないという結果となる。

¹⁵ 4.1 節の推定結果から、児童福祉費単独の主な決定要因である住民 1 人あたり一般財源等や女性労働力率等が上位で出生率・子どもの移動に影響を及ぼしている可能性がある。しかし、これらの説明変数を加えて推定を行っても、児童福祉費単独の結果に影響はないため、可能性は低いと考えられる。

表8 子どもの人口移動率を被説明変数とした固定効果パネルデータ分析の結果

子どもの人口移動率(%)	(1) 全市町村	(2) 財政力大	(3) 財政力小	(4) 都市部	(5) 非都市部	(6) 東京圏	(7) 東京圏	(8) 東京圏	(9) 東京圏
児童福祉費単独(百万円/人)	-0.61 (0.3672)	-0.61* (0.2674)	-0.6 (0.5756)	-0.25 (0.3605)	-0.65 (0.5189)	3.01* (1.2898)	2.95* (1.2461)	2.78* (1.2688)	
児童福祉費補助(百万円/人)	0.71 (0.4243)	1.21* (0.5083)	0.65 (0.6150)	0.32 (0.4657)	0.74 (0.5950)	3.46 (3.6024)			1.96 (3.5568)
30～49歳の人口移動率(%)	1.04*** (0.0250)	0.96*** (0.0286)	1.05*** (0.0362)	1.09*** (0.0275)	1.04*** (0.0349)	1.34*** (0.0677)	1.35*** (0.0664)	1.34*** (0.0674)	1.34*** (0.0679)
他の制御変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES	NO	YES	YES
年ダミー	YES								
観測数	6,920	6,920	6,920	6,920	3,448	3,472	3,280	3,640	844
市町村数	1730	881	849	820	910	211	211	211	211

(注1)括弧内は標準誤差。***、**、*は0.1%、1%、5%有意水準。
(注2)他の制御変数とは、納税者当たり課税対象所得、地価、大学進学率、人口密度を含む。
(注3)(1)は全市町村をサンプルにした結果。
(注4)(2)、(3)は財政力指数の中央値44を基準に、財政力指数 ≥ 44 を財政力大、財政力指数 < 44 を財政力小としてサンプルを分けた結果。
(注5)(4)、(5)は人口集中地区(DID)の有無を基準に、DID人口 > 0 を都市部、DID人口 $= 0$ を非都市部としてサンプルを分けた結果。
(注6)(6)～(9)は東京圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)にサンプルを限定した結果。

(1) は全市町村のデータを用いて推定結果である。最も着目したい児童1人当たり児童福祉費単独の係数は有意ではない。

(2) 及び (3) は、2.1 節の地域差の分析や 2.2 節の出生率の分析と同様に、財政力指数が 44 以上の市町村を財政力大、財政力指数が 44 より小さい市町村を財政力小の 2 つに分けた推定結果である。児童福祉費単独の係数は、(2) の財政力大のグループでは -0.61 で 5% 水準で有意であり、児童福祉費単独の水準を伸ばしても、かえって子どもの移動に負の影響を与えているという結果となった¹⁶。(3) の財政力小のグループでは有意ではない。

(4) 及び (5) は、2.1 節の地域差の分析や 2.2 節の出生率の分析と同様に、DID を含む市町村を都市部、DID を含まない市町村を非都市部として 2 つに分けた推定結果である。児童福祉費単独の係数は、いずれも有意ではない。

(6) から (9) は、サンプルを東京圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)に限定した推定結果である。(6) は基本モデルの結果を示し、児童福祉費単独の係数は 5% 水準で有意(児童1人当たり児童福祉費単独が百万円増えると、子どもの人口移動率が 3.01% 上昇する)であるのに対し、補助の水準は有意ではない。

(7) は単独のみを説明変数とした場合であり、補助や他の制御変数を含めていない。児童福祉費単独の係数は(6)とほぼ同様の結果であり、(6)の結果が他の制御変数の有無を問わず、頑健であることを示している。

(8) は基本モデルから補助を説明変数から除いた場合、(9) は基本モデルから単独を説明変数から除いた場合であり、単独または補助の係数は(6)とほぼ同様の結果が得られる。(6)では単独と補助が連動することによる多重共線性が起きている可能性があるが、(8)と(9)の結果から説明変数の有無は互いの結果に大きな影響を与えないことを示している。

また、いずれの推定結果も、親世代である 30～49 歳の人口移動率は 0.1% 水準で有意であり、親世代と子どもが伴って移動することから、予想と整合的な結果である。

¹⁶ 脚注 14 参照。

以上の結果をまとめると、児童1人当たり児童福祉費単独の水準は、東京圏においてのみ子どもの移動に有意に正の影響が見られた¹⁷。この結果は、東京圏で保育所整備が子どもの移動に正の影響を与えるとした中澤他(2015)とも整合的である。その理由として、子どもの移動は親の要因(職場の立地等)に強い影響を受ける中で、東京圏においては特に交通網の発達等により居住地選択の余地が大きく、子育て環境が差別化の働きをしたと考えられる。2.5節の<表3>にある、子どもの純社会増加数の上位10市町村は東京圏中心であり、昼夜間人口比率が100%以下であった点とも整合的である。

5 頑健性の確認

5.1 地域差の分析

4.1節の推定結果は2015年のクロスセクション分析による。時点の地域差の要因分析には、有用な方法である一方で、観測されない地域特性が誤差項に残る可能性がある。そのため、2010年度から2015年度の2時点間の変化の要因分析を行うことで、時間不変の地域特性を制御して、頑健性の確認を行う。

$$\Delta \ln(Jido_ind_i) = \alpha + \beta W \Delta \ln(Jido_ind_j) + \sum_{k=1}^K \lambda_k \Delta \ln(X_{i,k}) + \tau + u_i \quad (5)$$

児童福祉費単独の変化額の場合、地域規模の影響を受けやすいため、ここでは(1)式の両辺の対数差分をとり変化率に近似させる。 $X_{i,k}$ は、児童福祉費単独以外の全ての制御変数(住民1人当たり一般財源等、女性労働力率、共働き世帯率、持ち家世帯比率、年少・老年人口比率、人口密度、第一次産業就業者比率、CPI地域差指数)である。また、時点効果 τ も考慮する。推定結果は<表9>の通りである。

¹⁷ 脚注15参照。

表9 2時点間パネルによるGS2SLS分析の結果(2010年から2015年の変化率)

	(1)全市町村 近隣50km	(2)全市町村 近隣50km・県内	(3)全市町村 近隣50km・県外	(4)財政力大 近隣50km	(5)財政力小 近隣50km	(6)都市部 近隣50km	(7)非都市部 近隣50km	(8)東京圏 近隣50km
△ln児童福祉費単独								
△ln参照先政策水準	0.36* (0.1542)	0.45** (0.1389)	0.41*** (0.1187)	0.65*** (0.1627)	0.46** (0.1656)	0.50*** (0.1395)	0.55** (0.1749)	1.32*** (0.2963)
△ln一般財源等	0.07 (0.0863)	0.09 (0.0881)	0.05 (0.0904)	0.06 (0.0934)	-0.06 (0.1462)	0.02 (0.0986)	0.1 (0.1337)	-0.62 (0.3283)
△ln女性労働力率	0.94** (0.3561)	0.94** (0.3575)	0.99** (0.3629)	0.59 (0.5594)	0.81 (0.4904)	1.06 (0.6065)	0.94* (0.4789)	0.54 (0.7411)
△ln年少・老年比率	-0.49*** (0.1214)	-0.42*** (0.1184)	-0.50*** (0.1186)	-0.38* (0.1548)	-0.39* (0.1779)	-0.41* (0.1692)	-0.40* (0.1698)	-0.36 (0.2180)
△lnCPI地域差指数	0.53 (0.8933)	0.19 (0.9257)	1.01 (0.9504)	0.37 (0.8200)	0.01 (1.3241)	0.83 (0.9490)	-0.38 (1.3372)	-1.05 (1.1874)
他の制御変数 観測数	YES 1,730	YES 1,730	YES 1,730	YES 862	YES 868	YES 820	YES 910	YES 211

(注1)括弧内は標準誤差。***、**、*は0.1%、1%、5%有意水準。

(注2)他の制御変数とは、共働き世帯比率、持ち家世帯比率、人口密度、第一次産業就業者比率を含む。

(注3)(1)～(3)は全市町村をサンプルに、ウェイト付けを変更した結果。

(注4)(4)、(5)は財政力指数の中央値44を基準に、財政力指数≥44を財政力大、財政力指数<44を財政力小としてサンプルを分けた結果。

(注5)(6)、(7)は人口集中地区(DID)の有無を基準に、DID人口>0を都市部、DID人口=0を非都市部としてサンプルを分けた結果。

(注6)(8)は東京圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)にサンプルを限定した結果。

いずれも参照先政策水準の係数が有意に正であることから、市町村間競争が見られることが確認された。ただし、4.1節のクロスセクション分析の結果と異なり、県内と県外、都市部と非都市部の係数の値に差が見られなくなった。また、財政力大同士の方が係数の値が大きいものの、財政力小同士においても係数が有意になった。更に、財政力の指標である住民1人当たり一般財源等、CPI地域差指数の係数は、全ての推定結果において有意ではなくなり、女性労働力率、年少・老年人口比率の係数についても有意でなくなったものが見られる。このことから、時間不変の地域特性及び時点効果を考慮した2010年から2015年の変化率においては、特に市町村間競争による影響が大きいと言える。

5.2 効果の分析

4.2節及び4.3節における効果の分析は、(3)式及び(4)式に示した通り、同時性・逆因果の問題に対処するため、全ての説明変数は1期ラグをとっている。しかし、ラグをとっても、逆因果の可能性が残るため、ダイナミックパネルでArellano and Bond (1991)によるArellano-Bond推定(GMM推定)を用いた頑健性の確認を行う¹⁸。

出生率の分析は、OECDデータを用いて児童手当と出生率の関係を分析したWang (2020)の推定式を参考に、(3)式に被説明変数のラグ項を加える。

$$GFR_{i,t} = \alpha + \gamma GFR_{i,t-1} + \beta_1 Jido_ind_{i,t-1} + \beta_2 Jido_sub_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \lambda_k X'_{i,k,t-1} + \gamma d_t + u_{i,t} \quad (6)$$

子どもの移動の分析は、移民の決定要因について分析したHatton (1995)やRuysen et al.

¹⁸ パネルデータ分析における逆因果の対処法については、Leszczensky and Wolbring (2019)を参照。ここにあるように、Arellano-Bond推定の他には、ML-SEM(最尤法による構造方程式モデリング)等の有用性が知られているが、一致した結論は見られていない。また、Arellano-Bond推定とBlundell and Bond (1998)によるSystem GMMの比較においても、後者は複雑なモデルにおいては有用であるものの、定常性の仮定に依存する等、評価は分かれている。本稿では広く用いられているArellano-Bond推定を用いることとする。

(2014)にあるように、人口移動は前期だけでなく当期の状況にも影響を受けると考えられる。この点は、妊娠期間を考慮する出生率の分析とは異なる。そこで、(4)式に被説明変数のラグ項と当期の説明（制御）変数を加える。

$$\begin{aligned}
 Move_{i,t} = & \alpha + \gamma Move_{i,t-1} + \beta_1 Jido_ind_{i,t} + \beta_2 Jido_ind_{i,t-1} + \beta_3 Jido_sub_{i,t} + \beta_4 Jido_sub_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 Move_3040_{i,t} + \beta_6 Move_3040_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \lambda_k X'_{i,k,t} + \sum_{k=1}^K \mu_k X'_{i,k,t-1} \\
 & + \gamma d_t + u_{i,t} \quad (7)
 \end{aligned}$$

いずれも、 $X'_{i,k}$ は、(3)式と(4)式における全ての制御変数（納税者当たり課税対象所得、地価、女性賃金、大学進学率、人口密度）である。また、同様に時点ダミーを用いて、時点効果を考慮する。

Arellano-Bond 推定では、時点ダミーを外生変数、その他を内生変数・先決変数とし、後者はラグを取り操作変数として用いた上で、one-step 推定を行うこととする。操作変数の妥当性は、2階の誤差に関する系列相関を検定する AR(2) test と、過剰識別制約を検定する Sargan test により確認¹⁹を行う。また、モーメント条件を減らすため、Roodman (2009)に従い、ラグの制限や collapse 手法を用いる。

表 10 出生率（GFR）を被説明変数とした Arellano-Bond 推定の結果

GFR(%)	(1) 全市町村	(2) 財政力小	(3) 非都市部
GFR t-1 (%)	-0.17*** (0.0431)	-0.23** (0.0701)	-0.10 (0.0551)
児童福祉費単独(百万円/人)	4.45* (2.2023)	6.56* (3.1729)	5.54* (2.6162)
児童福祉費補助(百万円/人)	-5.47 (3.3118)	-7.19 (5.0081)	-8.13 (4.1760)
AR(2) test p値	0.96	0.89	0.89
Sargan test p値	0.64	0.06	0.06
他の制御変数	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES
観測数	5,190	3,396	3,640
市町村数	1,730	849	910

(注1)括弧内は標準誤差。***、**、*は0.1%、1%、5%有意水準。
(注2)他の制御変数とは、納税者当たり課税対象所得、地価、大学進学率、人口密度を含む。
(注3)(1)は全市町村をサンプルにした結果。
(注4)(2)は財政力指数の中央値44を基準に、財政力指数 \geq 44を財政力大としてサンプルを分けた結果。
(注5)(3)は人口集中地区(DID)の有無を基準に、DID人口=0を非都市部としてサンプルを分けた結果。
(注6)AR(2)は2階の系列相関に関する検定(帰無仮説は系列相関無し)。
Sarganは過剰識別制約に関する検定(帰無仮説は過剰識別が満たされる)。

¹⁹ AR(2) test の帰無仮説は、2階の系列相関が無いこと、Sargan test の帰無仮説は、過剰識別制約が満たされることとする。いずれも、5%水準で棄却されなければ、操作変数として妥当であると判断する。

表 11 子どもの人口移動率を被説明変数とした Arellano-Bond 推定の結果

子どもの人口移動率(%)	東京圏
子どもの人口移動率 t-1 (%)	-0.94*** (0.1951)
児童福祉費単独 t (百万円/人)	12.64** (4.1266)
児童福祉費単独 t-1 (百万円/人)	6.45* (3.0082)
児童福祉費補助 t (百万円/人)	5.57 (6.4512)
児童福祉費補助 t-1 (百万円/人)	9.04 (7.0946)
30～49歳の人口移動率 t (%)	1.65*** (0.2450)
30～49歳の人口移動率 t-1 (%)	0.53*** (0.1477)
AR(2) test p値	0.36
Sargan test p値	0.12
他の制御変数	YES
年ダミー	YES
観測数	844
市町村数	211

(注1)東京圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)にサンプルを限定した結果。

(注2)括弧内は標準誤差。***、**、*は0.1%、1%、5%有意水準。

(注3)他の制御変数とは、納税者当たり課税対象所得、地価、大学進学率、人口密度を含む。

(注4)AR(2)は2階の系列相関に関する検定(帰無仮説は系列相関無し)。

Sarganは過剰識別制約に関する検定(帰無仮説は過剰識別が満たされる)。

<表 10>は、出生率を被説明変数とし、4.2 節の<表 7>において児童福祉費単独の係数が有意となった全市町村、財政力小、非都市部をサンプルとした推定結果を示す。AR(2) test 及び Sargan test は 5%有意水準で棄却されず、操作変数の妥当性を満たしている。いずれも、児童福祉費単独の係数は 5%水準で有意であり、補助は有意ではないもののマイナスであることは、<表 7>の結果と整合的である。

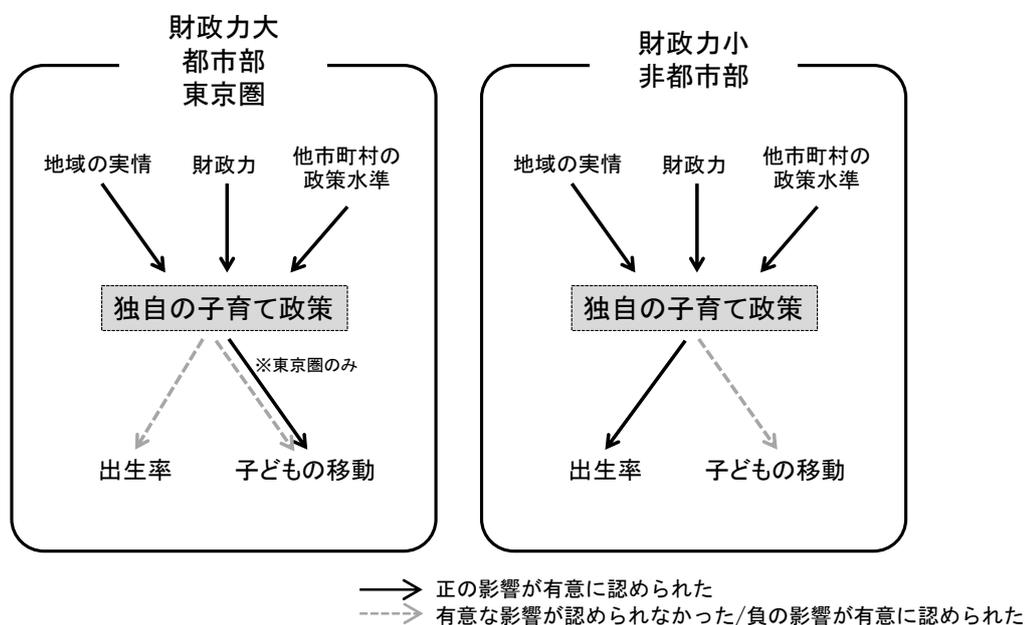
<表 11>は、子どもの人口移動率を被説明変数とし、4.3 節の<表 8>において児童福祉費単独の係数が有意となった東京圏をサンプルとした推定結果を示す。AR(2) test 及び Sargan test は 5%有意水準で棄却されず、操作変数の妥当性を満たしている。児童福祉費単独の係数は、当期で 12.64 で 1%水準で有意であり、前期で 6.45 で 5%水準で有意であることから、児童福祉費単独の水準は<表 8>で確認した前期だけでなく当期の水準にも正の影響を受けることが分かる。また、補助の当期及び前期の係数は有意でないもののプラスであること、30～49 歳人口移動率の当期及び前期の係数がいずれも正で有意であることも、<表 8>の結果と整合的である。

以上の推定結果により、4.2 節及び 4.3 節の推定結果の頑健性が確認されたため、逆因果の可能性は低いと考えられる。

6 まとめと今後の課題

本稿では、地方独自の子育て政策の地域差と効果について分析するため、児童福祉費単独に着目して実証分析を行った。その結果、児童福祉費単独の水準には地域差があり、その要因として、地域の実情や財政力の差だけでなく、近隣市町村の行動を参照した市町村間競争が起きていることが明らかになった。参照先の市町村については、近隣の県内市町村の方から強い影響を受けるものの、近隣の県外市町村からも影響を受けていることを確認した。また、財政力の大小・都市部と非都市部・東京圏のみによるサンプル分けをして同様の分析を行ったところ、財政力が大きい市町村・都市部・東京圏同士で特に顕著な市町村間競争が起きていることが示唆される。続いて、こうして決定された地域差が、出生率や子どもをもつ世帯の移動（居住地選択）に効果を及ぼしているか分析を行った。その結果、全市町村を対象にした分析では、児童福祉費単独の水準が出生率に正の影響があることを確認した。また、財政力の大きい市町村・都市部・東京圏では、出生率に効果が見られず、財政力の小さい市町村・非都市部でのみ出生率に正の影響があることを明らかにした。更に、東京圏でのみ、児童福祉費単独の水準が子どもの移動に正の影響があることを示した。効果の分析においては、Arellano-Bond 推定により逆因果の可能性が低いことを確認した。以上の結果をまとめると、<図4>の通りである。

図4 結果の概略



本稿の結果を俯瞰すると、中澤 (2006)で指摘があった通り、地方の二極化が見られる。そして、市町村間競争には、優れた政策を横展開する「望ましい競争」と、効果がないあるいは日本全体で見ればゼロサム・ゲームとなってしまう「望ましくない競争」があるとすれば、出生率増加の効果が見られる競争は前者に当たるのに対し、効果がないあるいは

子どもの移動を誘発する競争（ゼロサム・ゲーム）は後者に当たるとは思う。勿論、本稿では市町村間競争と出生率・子どもの移動への直接的な因果関係を示したわけではない。しかし、今後も同様の傾向が続けば、歳出余力がある財政力が大きい市町村や都市部での財政競争は、出生率に効果が見られないだけでなく、東京圏のように子どもをもつ世帯が移り住むことによって、更に日本全体の出生率が向上しにくくなる方向につながりかねない。更に、非効率な歳出拡大競争があるとすれば、我が国の深刻な財政状況を考える上でも、適切とは言えない。

ただし、本稿の結果は、地方の分権化定理²⁰にあるように、地方が独自の政策決定をすること自体を否定するものではない。全市町村を対象とした分析や財政力が小さい市町村・非都市部では、地方独自の子育て政策にかかる費用が多いほど出生率に効果があるという結果を得ている。むしろ、問題の所在は、地方の二極化にあるのではないかというのが本稿の結論である。

これらを踏まえ、本稿の結果の政策的含意について、地方財政と少子化対策の両側面から述べる。まず、地方財政の面からは、①地方単独事業に関する情報公開の必要性和②地域間格差の是正である。本稿では、児童福祉費単独事業の総額を分析の対象にしたが、今後は具体的な政策に落とし込んで詳細な分析を行う必要がある。総務省「地方単独事業（ソフト）の「見える化」に関する検討会報告書（2018）」によれば、早ければ2021年度に行う2020年度決算調査から本格的な調査が始まるとのことだが、その必要性を改めて主張するとともに、公表に合わせて早急な分析を行うべきである。また、地域間格差の一つに財政力格差がある。これまで、地方交付税だけでなく、地方法人課税における偏在是正措置等を講じることで、是正に向けた取組が行われてきた。今後は、こうした地域間格差の動向について注視しながら、分析を行っていく必要がある。

続いて、少子化対策の側面からは、出生率格差の原因の究明が急務である。本稿の結果では、財政力が大きい市町村・都市部・東京圏で、地方独自の子育て政策にかかる費用の多寡が、出生率に効果があるという結果は得られなかった。ただし、それが政策の内容による差なのか、あるいは都市部特有の構造により効果が挙げられていないのか等、要因については明らかにできていない。前者の点については、単独事業の内訳の公表により明らかになることを期待したいが、後者の点については、日本創生会議「ストップ少子化・地方元気戦略（2014）」にあるように、人口過密の大都市では、住居、子育て環境や地域での孤立などから出生率が低くなるようである。また、加藤（2017）は、都市化の代替指標である人口密度と出生率は負の相関があることを示している。地域間で状況が異なることを踏まえ、詳細な原因分析を行うことで、より具体的な少子化対策メニューを実行していくことが重要である。

最後に、本稿の分析における、今後の課題について整理したい。1つ目は、本稿では統計ソフトの制約により行えなかったが、GS2SLSパネルデータ分析による長期的な児童福

²⁰ 詳細は、林（2006）を参照。

祉費単独の変化の要因分析である。また、政策競争モデルの解明のために、選挙ダミー等を加えヤードスティック競争の確認を行うことも考えられる。2つ目は、児童福祉費単独と出生率・子どもの移動の因果関係について、本稿で示した手法以外で更なる頑健性の確認²¹を行うことである。最後に、児童福祉費以外の少子化対策経費について検討する必要がある。例えば、市町村の教育費には、学校に係る費用が計上されており、これらの一部も少子化対策に資すると考えられる²²が、その線引きは難しく、本稿の範囲を超えるため今後の課題としたい。

本稿は、地域間格差、市町村間競争、少子化対策等これまで個別に分析が行われてきた分野の密接な関わりを明らかにする試みであった。我が国の少子化問題は複雑に絡み合っており、複合的な観点が今後の対策の鍵と言えよう。

²¹ 逆因果の検証において現時点で欠点のない方法は存在しない。System GMM や最尤法等の複数の手法を組み合わせて更なる頑健性の確認を行うことが望ましい。

²² 増田（2016）は、都道府県別のパネルデータを使用し、教育費が出生率に負の影響を与えている。したがって、地方独自の教育費に対する支援は少子化対策に資する可能性がある。

参考文献

1. 足立泰美・上村敏之 (2016)「保育所の量的拡充に関する地方自治体の相互参照行動」『甲南経済学論集』第 56 巻第 1・2 号、pp.1-18.
2. 足立泰美・齊藤仁 (2016a)「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、pp.369-380.
3. 足立泰美・齊藤仁 (2016b)「妊婦健診公費負担額における相互参照行動」『神戸国際大学紀要』第 90 巻、pp.13-26.
4. 阿部一知・原田泰 (2008)「子育て支援策の出生率に与える影響：市区町村データ分析」『会計検査研究』第 38 号、pp.1-16.
5. 安藤道人 (2017)「自治体の財政力が地方単独事業費、子どもの医療費助成、就学援助に与える影響：Double-LASSO 回帰による分析」『社会保障研究』第 1 巻第 4 号、pp.813-833.
6. 宇南山卓・山本学 (2015)「保育所の整備と女性の労働力率・出生率-保育所の整備は女性の就業と出産・育児の両立を実現させるか-」財務省財務総合政策研究所ディスカッション・ペーパー、15A-2.
7. 加藤久和 (2017)「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析」『フィナンシャル・レビュー』第 131 号、pp.6-23.
8. 柵木靖子 (1992)「住宅福祉政策自治体間格差の要因分析-奈良県下の市町村を対象にして-」『季刊社会保障研究』第 28 巻 1 号、pp. 79-91.
9. 総務省 (2010)「社会保障関係の地方単独事業に関する調査結果」
https://www.soumu.go.jp/main_content/000134597.pdf (2020 年 6 月 10 日閲覧)
10. 総務省 (2018)「地方単独事業（ソフト）の「見える化」に関する検討会報告書」
https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/kenkyu/soft_visualization/index.html (2020 年 6 月 10 日閲覧)
11. 田中宏樹 (2009)「育児支援施策をめぐる自治体間競争」『公共選択の研究』第 52 号、pp.25-36.
12. 田中宏樹 (2009)「水平的政府間競争の理論と実証：サーベイ」『同志社政策科学研究』第 14 巻第 2 号、pp.15-36.
13. 内閣府 (2005)「地方自治体の独自子育て支援施策の実施状況調査報告書」
https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa16/jichitai/index_pdf.html (2020 年 6 月 10 日閲覧)
14. 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、pp.43-54.
15. 中澤克佳・矢尾板俊平・横山彰 (2015)「子育て支援に関わる社会インフラの整備とサービスに関する研究」『フィナンシャル・レビュー』第 124 号、pp.7-28.

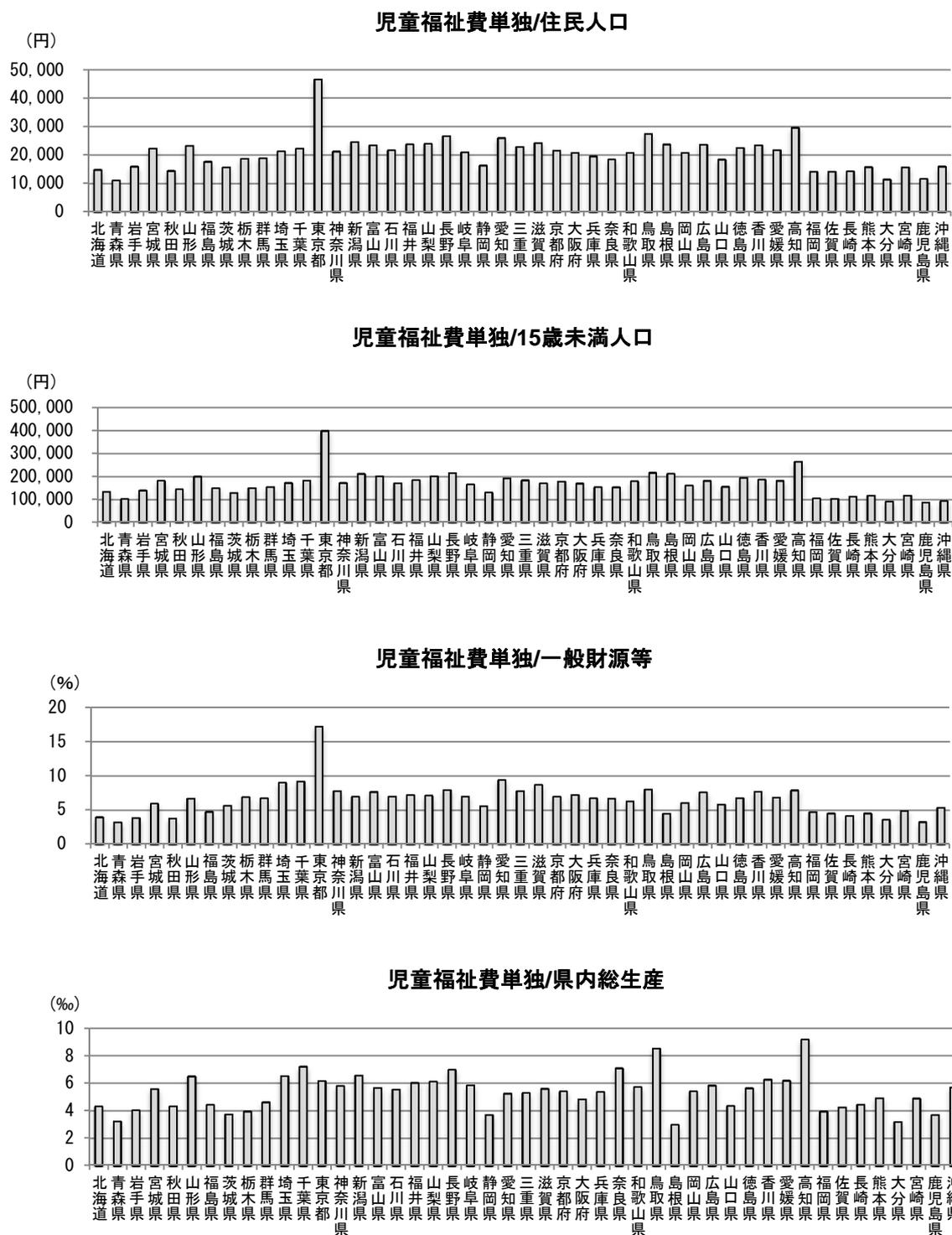
16. 日本創生会議・人口減少問題検討分科会 (2014)「ストップ少子化・地方元気戦略」
https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/future/wg3/0729/shiryoushou_05-1.pdf (2020年6月10日閲覧)
17. 林正義 (2006)「再分配政策と地方財政」『フィナンシャル・レビュー』第82号、pp.138-160.
18. 林正義 (2016)「社会保障分野における地方単独事業2013年度決算統計を用いた簡単な分析」『地方財政』Vol.55、No.4、pp.4-14.
19. 別所俊一郎 (2012)「子育て支援の地域差と地方分権」『経済のプリズム』No.99、pp.1-8
20. 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、pp. 251-267.
21. 増田幹人 (2016)「地方自治体における教育支援と出生率」『中央大学経済研究所年報』Vol.48、pp.99-110.
22. 的場啓一 (2008)「少子化対策にかかる財政支出の数量分析-児童福祉費と合計特殊出生率の要因分析を中心に-」『産研論集』第35号、pp.129-145.
23. 宮本由紀・荒渡良 (2013)「所得補助と非所得補助が出生率に与える効果の比較-市別データを用いた分析」『日本経済研究』No.68、pp.70-87.
24. Anselin, L. (1988) "Spatial Econometrics: Methods and Models." *Kluwer Academic Publishers*.
25. Arellano, M. and Bond, S. (1991) "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *Review of Economic Studies*, 58, pp.277-297.
26. Blundell, R. and Bond, S. (1998) "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 87(1), pp.115-44.
27. Brueckner, J. (2003) "Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies." *International Regional Science Review*, 26(2), pp.175-188.
28. Giulietti, C. and Wahba, J. (2012) "Welfare Migration" *IZA Discussion Paper*, 6450.
29. Hatton, T. (1995) "A model of UK migration, 1870-1913." *The Review of Economics and Statistics*, 77(3), pp.407-415.
30. Kawase, A. and Nakazawa, K. (2009) "Long-term Care Insurance Facilities and Interregional Migration of the Elderly in Japan." *Economics Bulletin*, 29(4), pp.2981-2995.
31. Kelejian, H. and Prucha, I. (1998) "A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances." *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, pp.99-121.

32. Leszczensky, L. and Wolbring, T. (2019) "How to deal with reverse causality using panel data? Recommendations for researchers based on a simulation study." *Sociological Methods & Research*, Forthcoming.
33. Nakajima, R. and Tanaka, R. (2014) "Estimating the Effects of Pronatal Policies on Residential Choice and Fertility." *Journal of The Japanese and International Economies*, 31, pp.179-200.
34. Roodman, D. (2009) "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata." *Stata Journal*, 9(1), pp.86–136.
35. Ruysen, I., Everaert, G. and Rayp, G. (2014) "Determinants and dynamics of migration to OECD countries in a three-dimensional panel framework." *Empirical Economics*, 46(1), pp.175-197.
36. Tiebout, C.M. (1956) "A Pure Theory of Local Expenditures." *Journal of Political Economy*, 64, pp.416-424.
37. Wang, R. (2020) "Can child allowances improve fertility in a gender discrimination economy?" *KIER Working Papers*, 1021.

巻末付表 1 基本統計量

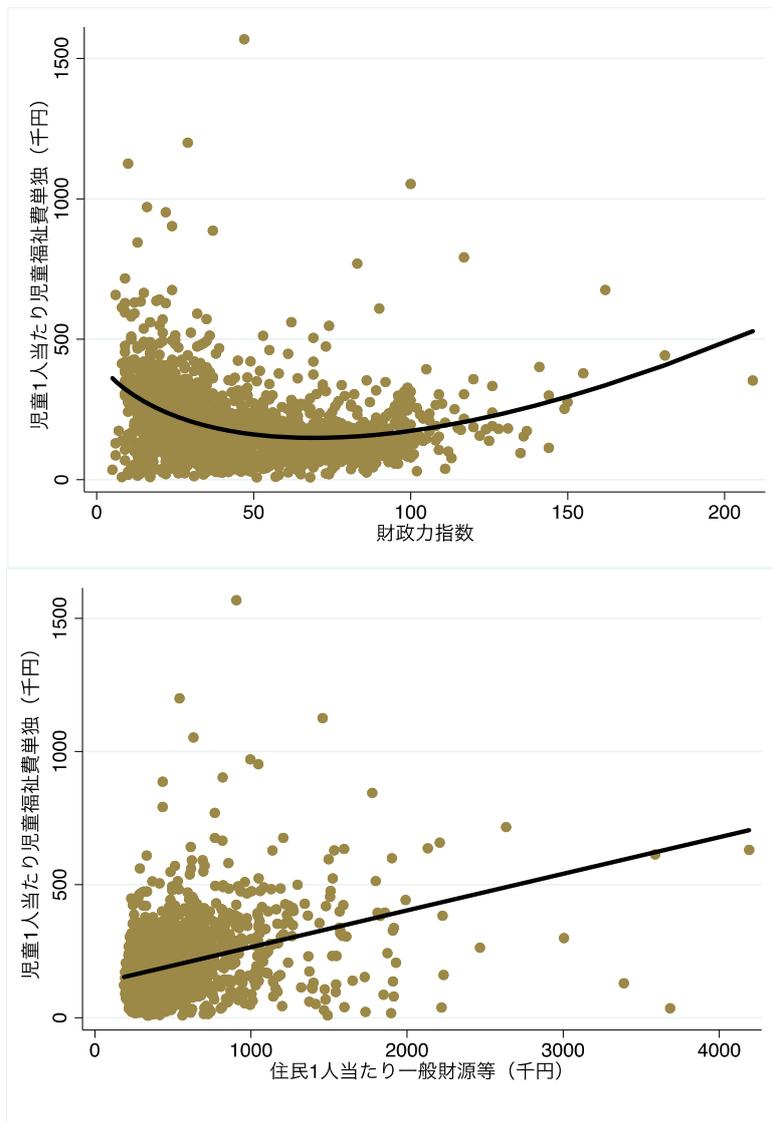
変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
分析年度:2010年・2015年						
児童1人当たり児童福祉費単独(百万円/人)	3460	0.18	0.12	0.01	0.15	1.68
住民1人当たり一般財源等(百万円/人)	3460	0.48	0.36	0.19	0.35	4.21
女性労働力率(%)	3460	48.68	5.10	26.72	49.06	84.48
共働き率(%)	3460	29.92	6.96	2.74	29.56	68.56
持ち家世帯比率(%)	3460	73.39	12.63	13.97	74.59	97.63
年少老年人口比率	3460	0.46	0.20	0.05	0.43	1.53
人口密度(人/km ³)	3460	1053.16	2473.49	1.58	206.76	22380.25
第一次就業者比率(%)	3460	11.21	10.44	0.02	8.13	77.02
CPI地域差指数	3460	99.53	2.01	96.40	99.20	106.80
財政力指数 ※2015年のみ	1730	49.62	28.23	5	44	209
人口集中地区(DID)人口(人) ※2015年のみ	1730	49758.93	178642.90	0	0	3630111
分析年度:2013~2017年						
出生率(GFR)(‰)	8650	45.04	10.79	0.00	44.42	180.56
子どもの人口移動率(%)	8650	0.37	2.87	-30.00	0.17	69.23
児童1人当たり児童福祉費単独(百万円/人)	8650	0.20	0.15	0.01	0.17	2.92
児童1人当たり児童福祉費補助(百万円/人)	8650	0.26	0.13	0.00	0.24	3.45
納税者当たり課税対象所得(百万円/人)	8650	2828.65	548.24	1938.97	2732.76	12667.02
地価(千円/m ³)	8650	22.72	46.62	0.31	9.87	365.25
女性賃金(千円/人)	8650	235.57	22.70	191.02	231.89	307.77
大学進学率(%)	8650	29.51	24.89	0.00	28.66	100.00
人口密度(人/km ³)	8650	1062.60	2494.83	1.48	206.70	22068.49
30-49歳の人口移動率(%)	8650	-0.14	1.41	-19.09	-0.16	34.35

巻末付図 1 児童福祉費単独の地域差（都道府県別）



(出所) 2018 年度総務省「地方財政状況調査（市町村分）」及び「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」、内閣府「県民経済計算」。

巻末付図2 児童福祉費単独の水準と財政力指標の相関図



(出所) 2015 年度総務省「地方財政状況調査 (市町村分)」及び「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」。