

地方分権に関する基本問題についての 調査研究会報告書・専門分科会

(座長：堀場 勇夫)

平成28年3月

一般財団法人 自治総合センター

はしがき

第1次・第2次地方分権改革では、国と地方の関係を対等・協力の関係に変えるという理念の下、国の制度改革の結果として地方の自主自立性が高まるなど、地方分権の基盤が構築されてきた。

地方公共団体に対する義務付け・枠付け等の見直しについては、平成25年6月に「第3次一括法」が成立し、国から地方への事務・権限の移譲等についても、平成26年5月に「第4次一括法」が成立した。また、平成26年から導入された「提案募集方式」における地方公共団体等からの提案等を踏まえ、事務・権限の移譲や義務づけ・枠付けの見直し等を推進するための「第5次一括法」が平成27年6月に成立した。

さらに、平成27年12月には、「平成27年の地方からの提案等に関する対応方針」が閣議決定され、事務・権限の移譲や義務づけ・枠付けの見直し等を推進するための法律案が検討されているところである。

このような地方分権に関する種々の改革の進展や課題を視野に入れながら、地方分権に関する基本問題について先進的かつ実践的な調査研究を実施するため、平成16年度に本研究会を設置し、検討を重ねてきた。平成27年度においては4回の研究会を開催しており、本報告書は、その成果をとりまとめたところである。

本報告書が、我が国の地方税財政を考える上での一助となれば幸いである。

なお、本研究会は、一般財団法人全国市町村振興協会と一般財団法人自治総合センターが共同で実施したものである。

平成28年3月

一般財団法人	全国市町村振興協会
理事長	山 野 岳 義
一般財団法人	自治総合センター
理事長	若 林 清 造

地方分権に関する基本問題についての調査研究会

・ 専門分科会 委員名簿

座長	堀場 勇夫	青山学院大学経済学部教授
座長代理	中井 英雄	大阪経済法科大学経済学部教授
	石田 三成	琉球大学法文学部准教授
	井田 知也	大分大学経済学部教授
	加藤美穂子	香川大学経済学部教授
	倉本 宜史	甲南大学マネジメント創造学部講師
	小池 信之	新潟大学経済学部教授
	齊藤 仁	神戸国際大学経済学部講師
	篠崎 剛	東北学院大学経済学部准教授
	菅原 宏太	京都産業大学経済学部教授
	中澤 克佳	東洋大学経済学部准教授
	広田 啓朗	武蔵大学経済学部准教授
	星野菜穂子	和光大学経済経営学部准教授
	村山 卓	香川大学大学院地域マネジメント研究科教授
	柳原 光芳	名古屋大学大学院経済学研究科教授
	山内 康弘	帝塚山大学経済学部准教授
	湯之上英雄	兵庫県立大学経済学部准教授

目 次

第 1 章 平成27年度調査報告

- 九州および沖縄地方の市町村における
銀行等引受債の金利に関する実証分析・・・・・・・・・・ 1
- 教育に対する高齢者の選好
ー居住地選択理由を用いての実証分析ー・・・・・・・・・・ 47
- 高齢化による基準財政需要額の変化
ー将来推計試算ー・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 102
- 都市スローロールに伴い変化する
地方公共費用の閾値回帰に基づく推計・・・・・・・・・・ 139

第 2 章 参考資料

- 第 5 次地方分権一括法について・・・・・・・・・・・・ 189
- 法人税改革を巡る国際的議論の動向・・・・・・・・・・ 204
- 平成 2 8 年度地方税制改正（案）について・・・・・・・・ 222

第 1 章

平成27年度調査報告

九州および沖縄地方の市町村における 銀行等引受債の金利に関する実証分析

琉球大学 法文学部

石田 三成*

未定稿につき、引用の際にはご連絡ください。

1. はじめに

平成 25 年度決算によれば、地方の普通会計が負担する長期債務残高は 201.4 兆円で、そのうち、普通会計債残高が 145.9 兆円、公営企業債残高（普通会計負担分）が 22.1 兆円、交付税及び譲与税配付金特別会計借入金残高が 33.3 兆円を占めている。これに公営企業会計が負担する公営企業債の残高 26.3 兆円を加えると、普通会計および公営企業会計が負担する長期債務は 227.6 兆円に上る。普通会計および公営企業会計が負担する長期債務はここ 10 年ほど横ばいで推移しているが、臨時財政対策債の残高は平成 15 年度末の 9.1 兆円から、わずか 10 年間で 45.0 兆円にまで増長した（図 1）。高齢者福祉などの福祉政策の一翼を担う地方公共団体の歳出は今後も伸び続けると予想される。地公体の行革努力にも限界があるため、国の財政状況が大きく好転しない限り、地方の長期債務の縮減は見込めないかもしれない。

また、現在のような極めて低い金利水準のもとでは、資金調達に苦慮する地方公共団体は多くはないかもしれない。しかし、将来も金利水準が低いまま推移するとは限らず、金利が上昇すれば、利払費の増加により収支繰りが悪化し、長期債務を増加させる圧力が働く。上述のように、長期債務の残高がほぼ横ばいで推移しているとはいえ、その残高は極めて大きいことから、利子負担を含めた債務管理に十分注意を払う必要があることは言うまでもない。

ここで、地方債¹を引受先という観点で区分するならば、地方債は公的資金と民間等資金のふたつに大別される。公的資金とは、地方財政法施行令第 9 条で定められているように、財政融資資金、地方公共団体金融機構資金、国や独立行政法人等による貸付金（国の予算

* 琉球大学法文学部 E-mail : mishida@ll.u-ryukyu.ac.jp

¹ 以下では、普通会計債および公営企業債のことを地方債と呼ぶことにする。

等貸付金)から構成される。また、公的資金以外の地方債資金のことを民間等資金といい、民間投資金は市場公募資金と銀行等引受資金のふたつに細分される。前者は地方公共団体が公募により市場から直接的に調達する資金のことである。後者はそれ以外の民間等資金の総称であり、主な引受先として、市中銀行(都市銀行、地方銀行)、その他金融機関(信託銀行、信用金庫、各種協同組合等)、保険会社、共済等がある。

民間等資金に焦点を当てると、その引受先は多様ではあるが、地域によって選択肢の多さは異なる。たとえば、政令市および一部を除く都道府県では銀行等引受に加えて、市場公募による資金調達も行っている。しかし、政令市を除いた市町村では、民間等資金といえ、事実上、銀行等引受資金に限定される。実際、平成25年度の普通会計における地方債の引受状況を示した図2をみると、発行額に占める銀行等引受債の割合と市場公募債の割合は、都道府県で39.0%と38.1%、政令市では33.0%と46.0%、政令市を除く市町村では31.2%と0.5%、町村では銀行等引受債が24.4%で市場公募債は皆無であった。このように、町村部においては民間資金と言え、銀行等引受債に限定されるうえ、市部と比較して金融機関が少ないため、銀行等引受債の借入先の選択肢はより一層狭まり、民間金融機関の交渉力は相対的に強まる。市部でも民間金融機関が少なければ、金融機関の寡占によって不利な条件で借り入れることを強いられてしまうだろう。

むしろ、地方公共団体は、市中銀行をはじめとする民間金融機関だけでなく、財政投融资や地方公共団体金融機構からも資金を調達できる。公的資金には、地方公共団体へ低利、長期かつ安定的に資金を融資するという役割を果たすことが期待されている。もし、金融機関の寡占によって不利な条件で借り入れている地方公共団体に対し、政府が公的資金を重点的に割当てているならば、公的資金は金融機関の疑似的な競争相手として機能し、金融機関の寡占による弊害は軽減されるかもしれない。

こうした問題意識に基づいた研究として石田(2014)がある。石田(2014)は北海道内の市町村において、銀行等引受債の金利に地域間格差が存在することを示した。そして、入札や見積合わせなど競争的な過程を経て銀行等引受資金を調達することによって金利を引き下げられること、公的資金にアクセスしやすい地域ほど金融機関の寡占による弊害を軽減できることを定量的に明らかにした。

しかし、石田(2014)の分析には大きくふたつの課題がある。ひとつは、分析対象が北海道内の市町村に限定されていたため、他の都道府県でも同様の結果が得られるかが定かではないことである。もうひとつは、石田(2014)は銀行等引受資金の需要サイドである

地方公共団体しか見ておらず、供給サイドの金融機関の視点がないことである。地域の貸出市場における金融機関の寡占の問題は、地域金融の分野で多くの蓄積があり、日本国内を対象にした分析に限っても、Kano and Tsutsumi (2003)、中田・安達 (2006)、安孫子 (2007) などの先駆的な研究がある。それらにおおむね共通している点は、地域単位で民間金融機関の貸出金利が異なること、需要側の要因をコントロールしても、金融機関の競争の程度や金融機関の経営状態によって金利格差が生じることである。

そこで本稿では、上記の一連の研究を踏まえ、九州・沖縄地方の市町村を対象として、(1) 銀行等引受債を起債するにあたり、金融機関同士の競争が激しい地域ほど、金融機関の交渉力が弱まるため、銀行等引受債の金利が低下する、(2) 公的資金のウェイトが高い地域ほど、金融機関の寡占の弊害が小さくなるため、銀行等引受債の金利が低下する、(3) 銀行等引受債の金利は借入先金融機関の経営状況の影響を受ける、という3つの仮説の当否を定量的に検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。続く第2節では公文書開示請求等を通じて入手した銀行等引受債の起債条件について概略する。第3節では上記の3つの仮説が成り立つか否かについて実証分析を行う。最終節はまとめである。

2. 銀行等引受債の起債状況

個々の地方公共団体の地方債関連データは『地方債統計年報』、『市町村別決算状況調』、『地方財政状況調査』などでも得られるが、これらの統計資料ではある程度集計されたデータしか公表されない。著者の知る限り、地方債一本ごとの利率、発行額、引受先といった詳細な起債条件を確認できるようなデータベースは存在しないようである。そこで、福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県および沖縄県内の市町村に対して公文書開示請求あるいは情報提供の依頼を行い、地方債一本ごとの起債条件が記された資料（公債台帳、起債台帳、金銭消費貸借契約証書等）と見積合わせや入札等の実施状況に関する資料を収集した。ただし、住民以外に公文書開示請求権を与えていない等の理由により、実際に収集できたのは203市町村（銀行等引受債の起債実績がないとの回答があった団体も含めれば223市町村）²、合計5,935本の銀行等引受債に関する資料である³。なお、

² 具体的には、福岡県北九州市、福岡市、大牟田市、久留米市、直方市、飯塚市、田川市、柳川市、八女市、筑後市、大川市、行橋市、豊前市、中間市、筑紫野市、春日市、大野城市、宗像市、太宰府市、古賀市、福津市、うきは市、宮若市、嘉麻市、朝倉市、みやま市、糸島市、那珂川町、宇美町、篠栗町、志免町、須恵町、新宮町、粕屋町、芦屋町、岡垣町、遠賀町、小竹町、鞍手町、桂川町、筑前町、東峰村、大刀洗町（起債無）、大木町、広川町、香春町、添田町、糸田町、川崎町、福智町、荏田町、上毛

対象期間は平成20年度から平成25年度の6年間で、会計の範囲は一般会計と特別会計である。
以下では、開示請求等を通じて得られたデータについて概略する。

まず、起債月次について見てみると、1月が27本（全体に占める割合は0.5%）、2月が77本（同1.3%）、3月が1,887本（同31.8%）、4月が175本（同2.9%）、5月が3,476本（同58.6%）、6月が6本（同0.1%）、7月が9本（同0.2%）、8月が12本（同0.2%）、9月が118本（同2.0%）、10月が33本（同0.6%）、11月が42本（同0.7%）、12月が73本（同1.2%）で、3月と5月の起債だけで全体の約9割を占める。起債が3月と5月に集中している理由は、前者が会計年度の最終月であり、後者が出納整理期間の最終月であることから、3月または5月に支出が確定するため、それに合わせて資金を確保する必要があるためだと考えられる。

さらに、3月と5月の起債に限定して、起債日次を上旬（1日～10日）、中旬（11日～20日）、下旬（21日～31日）に分けたところ、月上旬が58本（3月と5月起債の5,331本に占める割合は1.1%）、中旬が445本（同8.3%）、下旬が4,828本（90.6%）を占める。起債が下旬に集中しているのは、上述のように支出の確定する時期が遅いために月末に起債せざるを得ない、あるいは、利子負担を軽減させるために起債日を可能な限り繰り下げるといった理由が考えられる。

つぎに、償還方法は、満期一括償還が89本（全体に占める割合は1.5%）、半年賦元金均等償還が4,121本（同69.4%）、半年賦元利均等償還が1,665本（同28.1%）、年賦元金均等償還が28本（同0.5%）、年賦元利均等償還が10本（同0.2%）、その他・不明が22

町、築上町、佐賀県佐賀市、唐津市、鳥栖市、多久市、武雄市、鹿島市、小城市、神埼市、吉野ヶ里町、みやき町、玄海町（起債無）、白石町、長崎県長崎市、佐世保市、島原市、大村市、平戸市、対馬市、壱岐市、五島市、西海市、雲仙市、南島原市、長与町、時津町（起債無）、東彼杵町、川棚町、波佐見町、小値賀町、新上五島町、熊本県熊本市、八代市、人吉市、水俣市、玉名市、山鹿市、菊池市、宇土市、上天草市、宇城市、阿蘇市、天草市、合志市、玉東町、長洲町、大津町、菊陽町、南小国町、小国町、高森町、西原村、南阿蘇村、御船町、嘉島町、益城町、氷川町、津奈木町（起債無）、錦町、多良木町、湯前町（起債無）、水上村（起債無）、相良村、五木村（起債無）、球磨村、あさぎり町、大分県大分市、別府市、中津市、日田市、佐伯市、臼杵市、津久見市、竹田市、豊後高田市、杵築市、宇佐市、豊後大野市、国東市、九重町、玖珠町、宮崎県宮崎市、都城市、日南市、小林市、串間市、西都市、三股町、綾町、高鍋町、新富町、西米良村、木城町（起債無）、川南町、諸塚村（起債無）、椎葉村、高千穂町、五ヶ瀬町、鹿児島県鹿児島市、鹿屋市、枕崎市、出水市、指宿市、西之表市、垂水市、薩摩川内市、曾於市、霧島市、いちき串木野市、南さつま市、志布志市、奄美市、南九州市、伊佐市、十島村（起債無）、さつま町、長島町、大崎町、東串良町、錦江町、南大隅町、肝付町、中種子町、南種子町（起債無）、屋久島町、大和村、宇検村、瀬戸内町、喜界町、徳之島町、和泊町、知名町、与論町、沖縄県那覇市、宜野湾市、石垣市、浦添市、名護市、糸満市、沖縄市、豊見城市、うるま市、宮古島市、南城市、国頭村、大宜味村、東村、今帰仁村、本部町、恩納村（起債無）、宜野座村（起債無）、金武町（起債無）、伊江村（起債無）、読谷村（起債無）、嘉手納町（起債無）、北谷町、北中城村（起債無）、中城村、西原町、与那原町、南風原町、渡嘉敷村、粟国村、南大東村、北大東村（起債無）、伊平屋村、伊是名村、久米島町、八重瀬町、竹富町、与那国町である。

³ 市町村振興協会などの共済等資金は除外した。

本（同 0.4%）であった。市場公募債では満期一括償還が採用されており、定時償還方式は皆無であるが、銀行等引受債では定時償還方式が主流のようである。

償還年限は、3 年未満が 123 本（同 2.1%）、3 年以上 5 年未満が 108 本（同 1.8%）、5 年以上 7 年未満が 584 本（同 9.8%）、7 年以上 10 年未満が 293 本（同 4.9%）、10 年以上 12 年未満が 2,502 本（同 42.2%）、12 年以上 15 年未満が 254 本（同 4.3%）、15 年以上 20 年未満が 1,114 本（同 18.8%）、20 年以上 25 年未満が 855 本（同 14.4%）、25 年以上 30 年未満が 70 本（同 1.2%）、30 年以上が 32 本（同 0.5%）である。償還年限は最も短いもので 1 年、最も長いもので 30 年と多様であるが、5 年、10 年、15 年、20 年の銀行等引受債が多く、これらで 4,885 本（同 82.3%）にのぼる。

金利方式は、固定金利が 3,791 本（同 63.9%）、利率見直しが 2,141 本（同 36.1%）、その他・不明が 3 本（同 0.1%）であった。利率見直し方式を採用している銀行等引受債のうち、利率見直しまでの年数は、3 年以内が 48 本（利率見直し方式を採用している 2,141 本に占める割合は 2.2%）、3 年超 5 年以内が 936 本（同 43.7%）、5 年超 10 年以内が 994 本（同 46.4%）、10 年超が 163 本（同 2.7%）である。

銀行等引受債の起債にあたり、入札や見積合わせといった競争的な過程を経たものが 5,079 本（全体に占める割合は 85.6%）、競争的な過程を経ていないものが 856 本（同 14.4%）だったことから、九州地方では入札や見積合わせが一般的だと言えるだろう。むろん、地域によって入札や見積合わせの実施状況は異なり、福岡県では 87.1%、佐賀県では 99.1%、長崎県では 70.8%、熊本県では 96.3%、大分県では 78.1%、宮崎県では 89.6%、鹿児島県では 95.2%、沖縄県では 66.7%の銀行等引受債で入札等を実施している⁴。

競争的な過程を経た銀行等引受債に限定すると、入札や見積合わせに参加した金融機関数（以下、入札等参加金融機関数）は、3 社以下が 807 本（競争的な過程を経た 5,079 本に占める割合は 15.9%）、3 社超 5 社以下が 1,952 本（同 38.4%）、5 社超 7 社以下が 1,053 本（20.7%）、7 社超 10 社以下が 973 本（19.2%）、10 社超 12 社以下が 170 本（3.3%）、12 社超 15 社以下が 99 本（1.9%）、15 社超が 25 本（0.5%）である。また、入札等参加金融機関数の平均値は 5.857 社だが、町村部よりも市部の方が多い傾向にあり、市部の平均値は 6.194 社、町村部の平均値は 4.231 社である。相対的に町村部よりも市部に多くの金融機関が立地していることがこうした違いが生じさせていると考えられる。

最後に、銀行等引受債の金利について検討するが、公債台帳や金銭消費貸借契約証書等

⁴ なお、石田（2014）によれば、北海道内の市町村のケース（ただし、平成 20 年度～平成 23 年度）では、銀行等引受債のうち入札等を経たものの割合は 53.0%に止まっている。

に記載されている金利をそのまま用いることは適切ではないことに注意しなければならない。

第一の理由として、地方債の金利が異時点間で変動したとき、それが金融市場全体で生じたショックに起因するものなのか、それとも地方債市場（あるいは地方公共団体向け貸出市場）で生じたショックに起因するものなのかを十分に識別できないためである。一般に、前者の影響を取り除くために、10年物の国債金利を用い、比較対象となる金融商品・金融資産との金利スプレッドを計算することが多い⁵。

第二の理由として、同じ時点の金利であっても、償還方法、償還年限、金利方式などが異なれば金利水準も当然に異なるためである。銀行等引受債は、上述のように起債条件が多種多様で地方公共団体の資金需要に合わせた設計が可能であることから、地方公共団体にとって重要な資金調達手段として位置付けられている。その一方で、その柔軟性が横並びで比較することを困難にさせている。たとえば、償還年限が同じ10年であっても、年賦元金均等償還と満期一括償還の銀行等引受債の金利を単純に比較しても、有益な示唆は得られないであろう。

こうした問題に対処するため、本稿では、銀行等引受債の金利スプレッドを計算するにあたり、財政融資資金（以下、財融資金）の貸付金利をベンチマークとして採用した⁶。その理由のひとつは、財融資金は借入条件（年賦・半年賦の別、元金均等・元金均等の別、借入年数、据置年数）に応じて金利が設定されているためである。もうひとつは、財融資金は収支相償の原則を謳っていることから、平均的に見ればその貸付金利は、満期変換を行った国債の金利と同等とみなせるためである。

以上を踏まえ、銀行等引受債の金利スプレッドをヒストグラムにした結果が図3で示されている。ただし、一部の銀行等引受債では、起債条件がほぼ同一とみなせる財政融資資金の貸付金利がなかったことから、分析の対象から除外している。その結果、サンプルサイズは 4,517 となった。なお、金利スプレッドの単位はベースポイント（万分率、bps）である。

銀行等引受債の金利スプレッドの平均値は 29.1bps、最頻値は 10bps 以上 20bps 未満であ

⁵ 市場公募債の金利に焦点を当てた大山・杉本・塚本（2006）、石川（2007）および中里（2008）では、10年物の国債金利を基準金利として、それと起債条件がほぼ同じとみなすことのできる市場公募債の金利スプレッドを求めたうえで分析を行っている。

⁶ 財政融資資金の貸付金利は財務省 web site（URL http://www.mof.go.jp/filp/reference/flf_interest_rate/index.htm、平成 27 年 10 月 1 日時点）を、財務省 web site に掲載されていない古いデータは国立国会図書館インターネット資料収集保存事業でアーカイブされている財務省 web site（<http://warp.da.ndl.go.jp/waid/1617>）をそれぞれ参照した。

る。4,517本の銀行等引受債のうち4,116本（91.1%）で財融資金よりも高い金利で借り入れているが、一部の銀行等引受債で100bp以上の金利スプレッドが付けられており、非常に不利な条件で借り入れている団体も存在する。反対に、財政融資資金の貸付金利よりも有利な条件が付けられている銀行等引受債も1割ほど見られることも特筆に値する。

つぎに、福岡県から沖縄県までの各県に分割して金利スプレッドを図示した図4から図11をみると、地域間で金利スプレッドの傾向に大きな違いがあることが分かる。各県における金利スプレッドの状況は、福岡県の平均値が28.5bpsで最頻値が10bps以上20bps未満、佐賀県の平均値が41.3bpsで最頻値が10bps以上20bps未満、長崎県の平均値が35.1bpsで最頻値が40bps以上50bps未満、熊本県の平均値が16.7bpsで最頻値が10bps以上20bps未満、大分県の平均値が27.8bpsで最頻値が30bps以上40bps未満、宮崎県の平均値が23.3bpsで最頻値が0bps以上10bps未満、鹿児島県の平均値が29.7bpsで最頻値が10bps以上20bps未満、沖縄県の平均値が81.1bpsで最頻値が100bps以上となっている。

多くの先行研究で指摘されているように、地域金融機関の貸出金利には地域間格差が存在するようである（Kano and Tsutsumi 2003、中田・安達 2006 など）。銀行等引受債についても、図4から図11を見るかぎり、償還方法や償還年限などの違いを考慮してもなお、県間で金利スプレッドに格差が存在することが示唆される。なかでも、沖縄県は他県と比べて金利スプレッドの平均値が著しく高い。安孫子（2007）は沖縄県内に立地する銀行が少ないことやその不良債権比率の高さが貸出金利を高めていると指摘しているが、同様の理由によって沖縄県における銀行等引受債の金利スプレッドの高さを説明できるかもしれない。

3. 実証分析

3.1. データおよび仮説

本節では、前節で紹介したデータと各種統計を用いて、銀行等引受債の金利スプレッドの決定要因を定量的に明らかにする。

まず、被説明変数は銀行等引受債の金利スプレッドとし、前節と同様、銀行等引受債の借入金利から財政融資資金貸付金利を引いた値と定義する。ただし、一部の銀行等引受債ではその起債条件に対応する財政融資資金がないため、推定ではそのような銀行等引受債のデータを使用しないこととした。また、政令市は市場公募債を起債できることから、地方債資金の調達手段の多様性や銀行等引受資金の借り入れにおける交渉力の強さなどが他

の一般市および町村とは全く異なるため、政令市のデータは除外した。なお、対象とする期間は平成20年度から平成25年度までの6年度分である。

続いて、説明変数および期待される符号条件に付いて述べる。

本稿で検証する第一の仮説である金融機関同士の競争環境を規定する変数として、入札等参加金融機関数、指定金融機関との随意契約ダミーを用いる。入札等参加金融機関数は見積合わせへの参加を依頼された金融機関数、または競争入札に参加した金融機関と定義する。この数が増えれば、金融機関同士の競争が激化するため、金利スプレッドは低下すると予想される。指定金融機関との随意契約ダミーは、入札等を実施せずに指定金融機関と随意契約を交わして調達した資金に1、それ以外の資金に0を与えるダミー変数と定義する。もし、入札等を実施せずに指定金融機関から借り入れると、指定金融機関の交渉力が強まるため、金利スプレッドは増加すると考えられる。

第二の仮説である公的資金の役割に関する説明変数として、前年度の普通会計の借入総額に占める公的資金のシェアを加える。なお、同じ公的資金であっても、財融資金と機構資金では貸付基準や傾向に違いがあるかもしれない。そこで、公的資金のシェアを財政融資金のシェアと機構資金のシェアに分けた推定も併せて行うこととする。一般に、公的資金の金利は銀行等引受債のそれよりも低いことから、公的資金へのアクセスが容易な地域では、民間金融機関はより低い金利を付けなければ貸出先を奪われてしまう。したがって、公的資金のシェア（あるいは財融資金のシェア、機構資金のシェア）が高い地域ほど、銀行等引受債の金利スプレッドは低下するはずである⁷。

第三の仮説である金融機関の経営状況を表す変数として、借入先金融機関の前年度における預貸率、ROA、自己資本比率および不良債権比率を説明変数に採用する。特に地域貢献を掲げる地銀や信金・信組などの地域金融機関にとって、預貸率の高低は地域貢献のバロメータとみなされることがある⁸。預貸率を引き上げるためには、貸出しを増やさなければ

⁷ 公的資金のシェアが高くなるほど銀行等引受債の金利スプレッドが低下するという関係は、ペッキングオーダー理論によっても説明できるかもしれない。ペッキングオーダー理論とは、企業が資金を調達するにあたり、資金調達コストの最も低いものから順に選択しようとするをいう。この理論を地方債に援用した土居（2008）の議論を踏まえると、銀行等引受債よりも公的資金の利率のほうが高いとき、地方公共団体はまず公的資金から優先的に借り入れ、それでも資金が不足するとき、銀行等引受債を利率の低い順から借り入れようとするだろう。したがって、公的資金を多く借り入れている団体ほど、金利の高い銀行等引受債の借入額を圧縮することができるので、銀行等引受債の金利も低下すると考えられる。

⁸ 経済財政諮問会議のもとに設けられた「成長資金の供給促進に関する検討会」では、特に地方圏における預貸率が低く、成長が見込まれるセクターに十分な資金が流れていない可能性があることが問題視されている。また、委員のひとり、優良な貸出先がないために地域金融機関の預貸率が低い水準に止まっている現状を解決する必要があると指摘した。

ばならないが、経営状況が良いあるいは成長が見込める民間企業が少なければ、民間企業向けの貸出しを増やすことは難しい。しかし、地方債のうち市場公募債への投資は預貸率には寄与しないが、地方公共団体向け融資、すなわち銀行等引受債であれば預貸率を引き上げることができる。しかも、市場公募債と銀行等引受債はともに現行のバーゼル規制においてリスクウェイトがゼロとされている安全資産である。そこで、預貸率が低い金融機関は、預貸率を引き上げるために、多少低利であっても銀行等引受債を積極的に引き受けようとするだろう。したがって、預貸率が低い（高い）金融機関ほど低い（高い）金利を付ける傾向にあると考えられ、預貸率にかかる係数は正值となることが予想される。また地方債の安全性より、自己資本比率が低い、または、不良債権比率が高い金融機関も多少低利であっても銀行等引受債を積極的に引き受け、自己資本比率や不良債権比率の改善を図るだろう。したがって、自己資本比率にかかる係数はプラス、不良債権比率にかかる係数はマイナスとなることが期待される。ROAについては、収益性の高い金融機関ほど、金融機関同士の貸出金利の競争において余力があるため、低い金利をつけることが可能だと考えられる。したがって、ROAにかかる係数は負値となるだろう。

上記以外の説明変数として、地方公共団体の財政状況に関する変数、起債条件に関する変数、地域ダミーおよび四半期ダミーを加える。

まず、財政状況を表す変数として前年度の実質公債費比率、将来負担比率、財政力指数を用いる。大山・杉本・塚本（2006）、石川（2007）および中里（2008）では、財政状況が芳しくない団体で市場公募債の対国債スプレッドが拡大することが示されていた。本稿でもこれら一連の研究を踏襲し、銀行等引受債でも発行団体の実質公債費比率や将来負担比率が高くなるほど、また、財政力指数が低くなるほど、金利スプレッドが拡大すると予想する。

次に、起債条件に関する変数には、当該銀行等引受債の借入金額（対数表記）、償還年限、据置年数、元金均等償還ダミー（元金均等償還である場合に1、それ以外を0とするダミー変数）の4つを用いる。借入金額の多寡は、借入金額に占める事務コストの割合に影響を与えると思われる。金融機関の提示する金利には、金銭消費貸借契約書を作成するための費用や地方公共団体の償還能力を測定するための費用といった起債事務に関する費用も含まれるが、その費用は借入金額の多寡にあまり影響を受けないだろう。したがって、借入金額が多くなると、借入総額に占める起債事務コストの割合が低下し、金利スプレッドも低下すると予想される。償還年限、据置年数および元金均等償還ダミーの差異は、平均

償還年限の変化を通じて当該銀行等引受債の金利に影響を与える。しかし、それと同時に、基準金利である財融資金の貸付金利も同じ方向に変化するため、これら3変数の金利スプレッドに与える影響は定かではない。

最後に、地域ごとに異なる固定的な効果を捉えるために地域ダミーを、マクロの金融環境の変化が地方債全体に与える共通のショックを考慮するために各年の四半期ごとに四半期ダミーをそれぞれ導入する。地域ダミーは、福岡県の市部を基準として、各県の市部、町村部ごとに共通したダミー変数を割り当てる。地域ダミーを用いることで、福岡県の市部と比べて、その地域の金利が高いかどうかを比較することが可能になる。続いて、四半期ダミーを導入する理由は以下のとおりである。大山・杉本・塚本（2006）は、東京都債、大阪府債、北海道債および横浜市債の対国債スプレッドを対象に主成分分析を行った結果、対国債スプレッドの変動の大半が地方債全体に影響を与える共通のショックによって説明されると述べている。この知見を踏まえると、銀行等引受債の金利スプレッドも地方公共団体向け貸出市場における共通のショックを少なからず受けていることが予想されるため、平成26年第2四半期を基準として、各年の四半期ごとにダミー変数を設けることで共通のショックを捕捉することとする⁹。

以上の被説明変数および説明変数の定義、出典および記述統計量は表1および表2の通りである。なお、サンプルサイズは、政令市のデータを使用しなかったこと、市町村合併により前年度の財政データを入手できなかったことから、4,215になる。また、金融機関の経営状況に関するデータは地銀、信金・信組に限られており、農協や労働金庫のデータは得られなかった。後述するように、金融機関の経営指標を用いた推定においては、農協や労働金庫から借入れた銀行等引受債のデータを除外するため、そのサンプルサイズは2,708となる。

3.2. 推定

本小節では3つの仮説の当否を確かめるため、前小節で紹介したデータを用い、(1)式で示される推定式を推定する。

$$y_{itk} = \alpha + \beta x_{itk} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{itk} \quad (1)$$

(1)の左辺 y_{itk} は地方公共団体 i の、起債年月日 t 時点における、第 k 番目の銀行等引受

⁹ 具体的には、平成21年Q2ダミーであれば、平成21年4月1日から同年6月30日までに起債された銀行等引受債に1、そうでないものに0を割り当てる。したがって、同じ第2四半期あっても年度が異なれば効果も異なることを許容している。

債の金利スプレッドである。添字 k があるのは、同一の地方公共団体が同じ日に複数の銀行等引受債を起債するためである。右辺第 1 項の α は定数項で、第 2 項の β は係数ベクトル、 x_{itk} は y_{itk} を説明する説明変数行列(定数項、地域ダミーおよび四半期ダミーを除く)、第 3 項の γ_i は地域ダミーにかかる係数、第 4 項の γ_t は四半期ダミーにかかる係数である¹⁰。第 5 項の ε_{itk} は誤差項である。

表 3 は、誤差項の不均一分散を考慮した最小二乗推定により、上式を推定した結果を示している。なお、同表のモデル 1 とモデル 2 は説明変数から金融機関の経営指標を除外したときの推定結果である。モデル 1 は説明変数に公的資金のシェアを用いたときの、モデル 2 は公的資金のシェアに替えて財融資金のシェアと機構資金のシェアを用いたときの推定結果である。モデル 3 とモデル 4 は金融機関の経営指標を説明変数に加えた推定結果である。さらにモデル 3 は説明変数に公的資金のシェアを用いたときの、モデル 4 は公的資金のシェアに替えて財融資金のシェアと機構資金のシェアを用いたときの推定結果である。以下では、4 つのモデル(一部の説明変数については 2 つのモデル)でおおむね有意になった係数を中心に考察を加える。

《表 3 を挿入》

まず、第一の仮説である金融機関同士の競争環境に関する変数について見てみよう。入札等参加金融機関にかかる係数は、全てのモデルで事前の予想したとおり、負値でかつ有意な結果が得られており、入札等参加金融機関が 1 行(社)増えるにしたがい、金利スプレッドは 1.24bps～1.35bps 縮小することが示された。入札等参加金融機関数は市部で多く、反対に町村部では少ない傾向にあることから、市部にある団体ほど金利スプレッドの軽減効果は大きいと思われる。ただし、石田(2014)による北海道内の市町村の推定結果では、入札等参加金融機関数にかかる係数の値は -2.27bps から -2.30bps 程度だったことを踏ま

¹⁰ 地方公共団体 i と起債年月日 t が同一だが、 k だけが異なる銀行等引受債(または、地方公共団体 i だけが同一で、起債年月日 t が異なるものの同じ年・四半期に属する銀行等引受債)については、説明変数のうち (1) 公的資金のシェア、(2) 財融資金のシェア、(3) 機構資金のシェア、(4) 実質公債費比率、(5) 将来負担比率および (6) 財政力指数、ならびに (7) 地域ダミーおよび (8) 四半期ダミーは、それぞれ同一の値が適用される。たとえば、那覇市が平成 24 年 5 月 25 日に起債された銀行等引受債であれば、どの銀行等引受債にも同じ実質公債費比率が適用されることを意味する。また、地方公共団体 i が同一だが、起債年月日 t が異なる四半期に属する銀行等引受債については、同じ会計年度に属するのであるかぎり、上記の変数うち (1) から (7) はそれぞれ同一の値が適用される。そして、地方公共団体 i が同一だが、起債年月日 t が異なる会計年度に属する銀行等引受債については、上記の変数うち (7) のみ同一の値が適用される。

えると、入札等参加金融機関数の増加を通じた金利スプレッドの軽減効果は、九州・沖縄地方ではそれほど大きいとは言えない。他方で、指定金融機関との随意契約ダミーの係数は全てのモデルで有意な値を得られなかった。九州・沖縄地方では競争的な過程を経て銀行等引受資金を調達することが一般的であることから、仮に指定金融機関が非競争的な随意契約を持ちかけられたとしても、高い金利をつけることで今後の取引の機会を喪失することを恐れ、低利で融資せざるを得ないのかもしれない。

第二の仮説である公的資金の役割については、公的資金のシェアおよび財融資金のシェアにかかる係数は全て負値で有意となっており、機構資金もモデル4で予想通りの符号が有意に得られている。公的資金や機構資金のシェアが1%ポイント上昇すると、金利スプレッドは0.06bps～0.08bps程度縮小することが示された。この推定結果より、公的資金、特に財融資金は、民間金融機関の競争を促進するように割り当てられていることが示唆される。ただし、この結果も北海道のケースと比べて約半分程度である。ひとつの可能性として、九州・沖縄地方では、北海道よりも民間金融機関の競争環境が整っているために、追加的に金融機関が参加しても金利引き下げ効果は小さく、同時に、公的資金による競争環境の促進効果も小さいことが挙げられるだろう。

第三の仮説である金融機関の経営状況を見ると、自己資本比率を除く全ての変数において、それらの係数は事前の予想と整合的な符号であり、かつ有意な値が得られている。金利スプレッドに与える効果は、借入先の金融機関の預貸率が1%ポイント低下することで0.11bps低下し、ROAが1%ポイント改善することで4.31bps～4.32bps低下し、不良債権比率1%ポイント上昇することで0.44bps低下する。つまり、地方公共団体が入札等を積極的に行っても、地域内の金融機関の多くが (1) 既に多くの資金を貸出しており地方公共団体に融資できる十分な資金量を有していない、(2) 収益性が低いため、民間企業への融資等を通じて、収益性を高める必要がある、(3) 貸出資産の内容が健全であるため、リスクをとる体力を持ち合わせている、といった場合、金利が高止まりし、金利引き下げ効果を減殺してしまうだろう。そのような地域では、預貸率が低い、ROAが高い、または不良債権比率が高い地域外の金融機関にも入札や見積合わせへの参加を呼び掛けることで、金利の引き下げを狙うことができると思われる。

金利スプレッドに影響を与えうる上記以外の変数に目を向けよう。まず、財政状況を表す変数は、モデル1およびモデル2で将来負担比率が正值かつ有意な値となったが、モデル3および4では帰無仮説は棄却できなかった。他方、財政力指数はモデル3とモデル4で負値か

つ有意な結果を得たが、モデル1とモデル2では帰無仮説を棄却できなかった。将来負担比率の改善や税収の増加は、当該地方公共団体の信用リスクを緩和させる働きがあるかもしれないが、本稿の分析でははっきりした傾向はつかめなかった。

起債条件に関連する係数では、借入金額と償還年限にかかる係数は、事前に予想したとおりに負値で有意な結果が得られた。前者の借入金額に関しては、1事業につき1本の地方債で資金調達するのではなく、条件を揃えられるのであれば複数の事業の資金を1本の地方債で賄うことで金利を引き下げることが可能である。むしろ、複数の事業の資金を1本の地方債で賄おうとすると、地方債の管理が複雑になるという欠点はあるが、それを上回る金利軽減効果が得られるのであれば、起債の一本化を検討する価値はあるだろう。後者の償還年限に関しては、年限が長くなるにつれて金利スプレッドが低下する理由として以下が考えられる。公的資金が低利・長期の資金を供給する役割を担っていることに鑑みれば、償還年限が長くなるほど、地方公共団体が公的資金へアクセスすることは容易になる。民間金融機関にとってみれば、償還年限の短い銀行等引受債の競合相手は他の民間金融機関が中心だが、償還年限が長くなるにつれて公的資金が強力な競合相手となる。そのため、金融機関が年限の長い銀行等引受債で高い金利を提示することは難しいと思われる。

地域ダミーの値は福岡県市部との金利スプレッドの格差を表している。この値が全てのモデルでマイナスかつ有意となった地域は4地域で、熊本県市部（16.39bps～18.57bps 低い）、熊本県町村部（11.14bps～13.92bps 低い）、大分県市部（16.39bps～18.57bps 低い）、宮崎県市部（3.44bps～8.75bps 低い）である。反対に、地域ダミーの値が全てのモデルでプラスかつ有意となった地域も4地域で、佐賀県市部（12.75bps～14.29bps 高い）、佐賀県町村部（5.69bps～13.52bps 高い）、沖縄県市部（15.22bps～31.00bps 高い）、沖縄県町村部（74.87bps～80.31bps 高い）である。地域ダミーが捉えた効果には時間を通じて変化しない地域特有の様々な要因が含まれていることから、その解釈は難しい。しかしながら、入札や見積合わせといった地方公共団体の努力の効果、公的資金による格差是正の効果、金融機関の経営状況の影響などを取り除いてもなお残る格差である。九州・沖縄地方のなかだけで見ても、市町村間で100bps弱の金利格差が存在することは強調されても良いだろう。

最後に、表3で割愛した四半期ダミーの推定結果を確認しよう。図12では、表3のうち修正済み決定係数が最も大きかったモデル3における、四半期ダミーの係数とその95%信頼区間を図示している。どの年度も第3四半期と第4四半期では、当該四半期における起

債本数が少ないためか、95%信頼区間の幅は拡大する傾向にある。しかし、平成24年第3四半期までは、四半期ダミーの値は0を有意に棄却し続けていたが、近年では係数ダミーの値は低下し、0との有意な差はなくなりつつある。これは全団体に共通する銀行等引受債の金利スプレッド格差が縮小していることを意味しており、低利であるという公的資金の魅力が相対的に薄れていると言い換えることができる。

4. おわりに

本稿では九州・沖縄地方の市町村を対象に、(1) 銀行等引受債を起債するにあたり、金融機関同士の競争が激しい地域ほど、金融機関の交渉力が弱まるため、銀行等引受債の金利が低下する、(2) 公的資金のウェイトが高い地域ほど、金融機関の寡占の弊害が小さくなるため、銀行等引受債の金利が低下する、(3) 銀行等引受債の金利は借入先金融機関の経営状況の影響を受ける、という3つの仮説の可否を実証的に検証した。その結果、いずれの仮説も支持された。本稿の分析結果、およびその政策的示唆は以下の3点に集約されるだろう。

第一に、金融機関同士の競争環境と銀行等引受債の金利スプレッドの関係については、入札や見積合わせに参加する金融機関数が多くなるほど、金利スプレッドは低下することが明らかとなった。市部の金利スプレッドが相対的に低いのは、地域内に本店・支店を置く金融機関が多いため、入札や見積合わせといった競争的な資金調達を行うことにより、大きな金利引き下げ効果の恩恵を受けたからだと考えられる。他方、地域内に店舗を置く金融機関があまり多くない町村部では、金利引き下げ効果は期待できないように思われるが、近隣地域の金融機関にも入札等への参加を呼びかけることで、より一層の金利引き下げ効果を享受できるかもしれない。

第二に、公的資金の役割については、公的資金や財融資金にアクセスしやすい地域ほど金利スプレッドが縮小する傾向が有意に認められ、公的資金は民間金融機関の寡占の弊害を軽減していることが判明した。地域によっては金利スプレッドを縮小させる取り組みにも限界はあるだろう。現在、公的資金は資金調達能力の低い地方公共団体に加え、国の政策と密接な関係のある事業を実施している地方公共団体にも配分されている。資金調達能力の高い地方公共団体では、自身の努力で低利の銀行等引受資金を調達できるのだから、仮に国の政策と密接な関係のある事業を実施していたとしても、そのような団体にまで公的資金を割り当てる必要性は乏しい。公的資金の効率化や、公的資金と民間資金との役割分担の明確化の観点からすれば、事業内容によって公的資金を配分するのではなく、入札

等を実施しても限界のあるような地域に公的資金を集中させるべきである。

第三に、借入先金融機関の経営状況は金利スプレッドに有意な影響を与えており、預貸率が低い、ROAが高い、不良債権比率が高い金融機関ほど提示する金利は低くなる傾向が見られた。反対に、地域内に、預貸率が高い、ROAが低い、不良債権比率が低い金融機関が多いと、そうした金融機関は地方公共団体向け貸出しに対してあまり魅力を感じておらず、金利は高止まりする。第一の点とも関連するが、そのような場合には、地方公共団体向け貸出しに魅力を感じているような地域外の金融機関にも入札や見積合わせに参加する機会を与えることで、金利スプレッドを圧縮できる可能性がある。

最後に、本稿に残された課題として以下の3点が挙げられる。

ひとつは、資金調達の安定性に関する視点を加えることである。本稿の関心はもっぱら銀行等引受債の金利の高低にあったが、実務では、低利で資金調達することとならんで、安定的に資金調達をすることも重要である。入札や見積合わせを徹底することは低利の資金調達を可能にするかもしれないが、安定的な資金調達を困難にするかもしれない。このような視点を分析に加味すべきであると考えられる。

もうひとつはデータの問題である。本稿は九州・沖縄地方の市町村を分析対象としていたが、地域ごとの傾向の違いを捉えるためにも、対象地域を広げることが必要である。また、本稿では金融機関の経営指標として銀行、信金・信組のデータを用いた。しかし、市町村における銀行等引受資金の引受先として農協は重要な地位を占めているにも関わらず、データの制約により、農協を含めた分析はできなかった。もし、銀行等の金融機関と農協とでは貸出行動に違いがあるならば、農協を含む金融機関のデータを拡充して再度分析を行うことで、本稿とは異なる結果が得られるかもしれない。

最後に推定の精緻化が挙げられる。本稿の実証分析では多くの係数は各県で同じ値をとるものとして扱ったが、たとえば福岡県と沖縄県で入札等の効果が同じであるという仮定はやや制約的だと考えられるため、地域によって係数が異なることを許容して推定する価値はあるだろう。これらの点については今後の研究課題としたい。

参考文献

- 安孫子勇一（2007）「沖縄の相対的な高金利―全国との比較による計量分析」、筒井義郎、植村修一編『リレーションシップバンキングと地域金融』日本経済新聞出版社。
- 石川達哉（2007）「市場公募地方債の流通利回りと信用リスク」、ニッセイ基礎研究所・

経済調査レポート No.2007-01.

石田三成（2014）「北海道内市町村における銀行等引受債の金利に関する実証分析—地域金融機関による寡占の弊害と公的資金の役割の検証」、『「社会保障・税一体改革」

後の日本財政（財政研究第 10 巻）』、pp. 224-241.

大山慎介、杉山卓也、塚本満（2006）「地方債の対国債スプレッドと近年の環境変化」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-23.

中里透（2008）「財政収支と債券市場—市場公募地方債を対象とした分析」、『日本経済研究』、第 58 号、pp. 1-16.

中田真佐男、安達茂弘（2006）「貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？～第二地方銀行・信用金庫のパネルデータによる実証分析～」、『フィナンシャルレビュー』、第 86 号、pp.161-93.

土居丈朗（2008）「地方債の政府資金と民間等資金の役割分担」、金融調査研究会『パブリック・ファイナンスの今後の方向性』、金融調査研究会報告書第40号、35-65頁。

図 1：普通会計および公営企業会計が負担する長期債務残高の推移

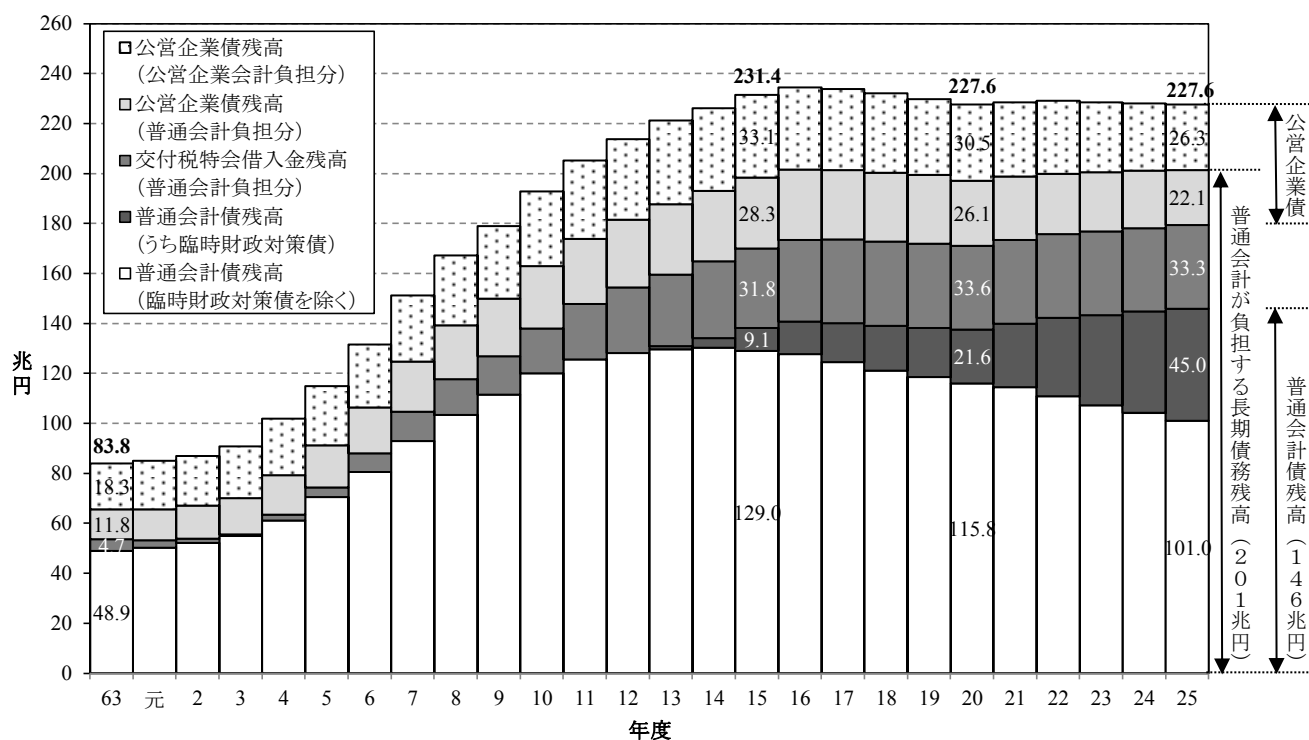


図 2：普通会計債の引受先シェア（平成 25 年度新規発行分・地公体の種類別）

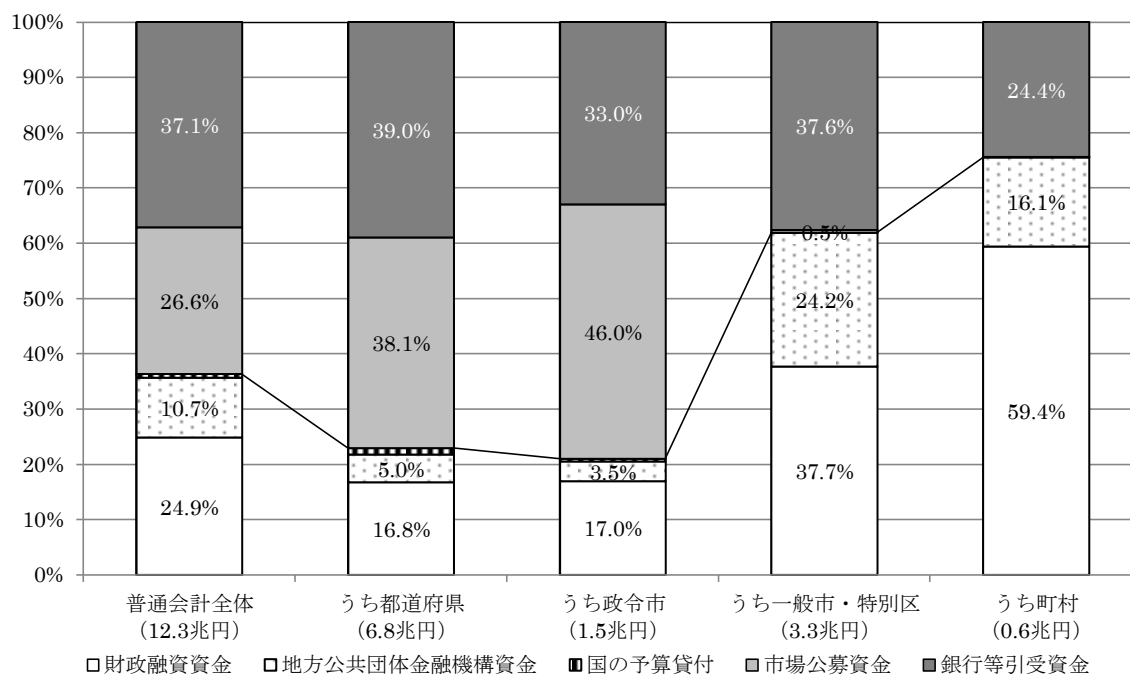


図 3：銀行等引受債の金利スプレッド（九州・沖縄の市町村、平成 20～25 年度）

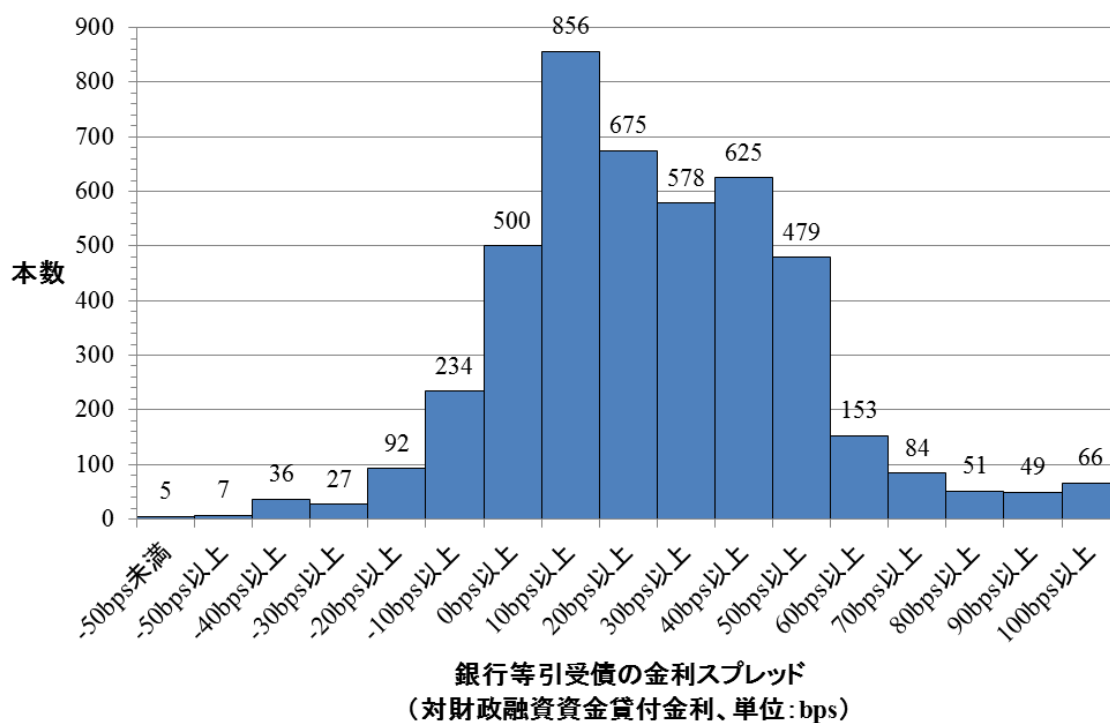


図 4：銀行等引受債の金利スプレッド（福岡県内の市町村、平成 20～25 年度）

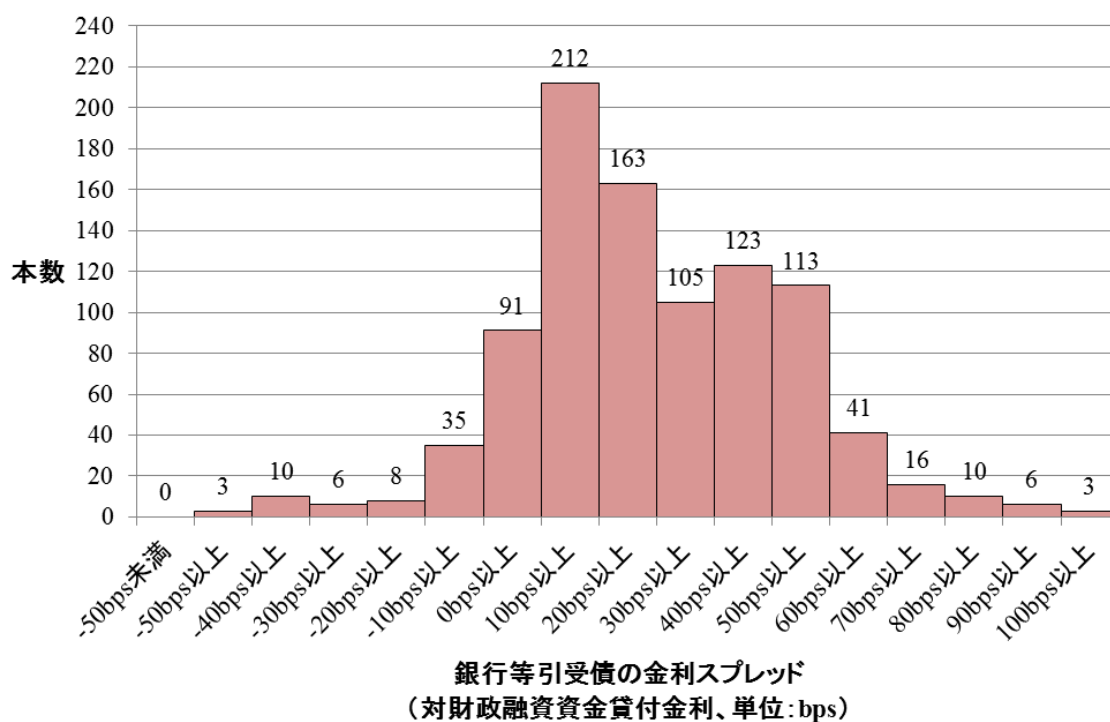


図 5：銀行等引受債の金利スプレッド（佐賀県内の市町村、平成 20～25 年度）

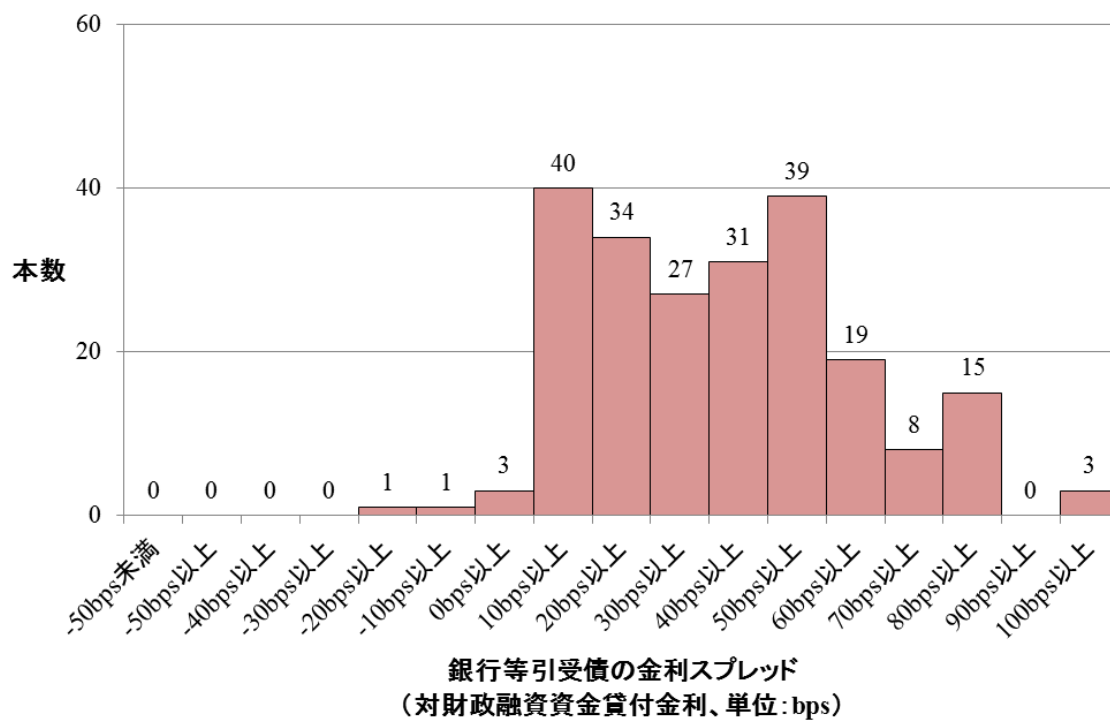


図 6：銀行等引受債の金利スプレッド（長崎県内の市町村、平成 20～25 年度）

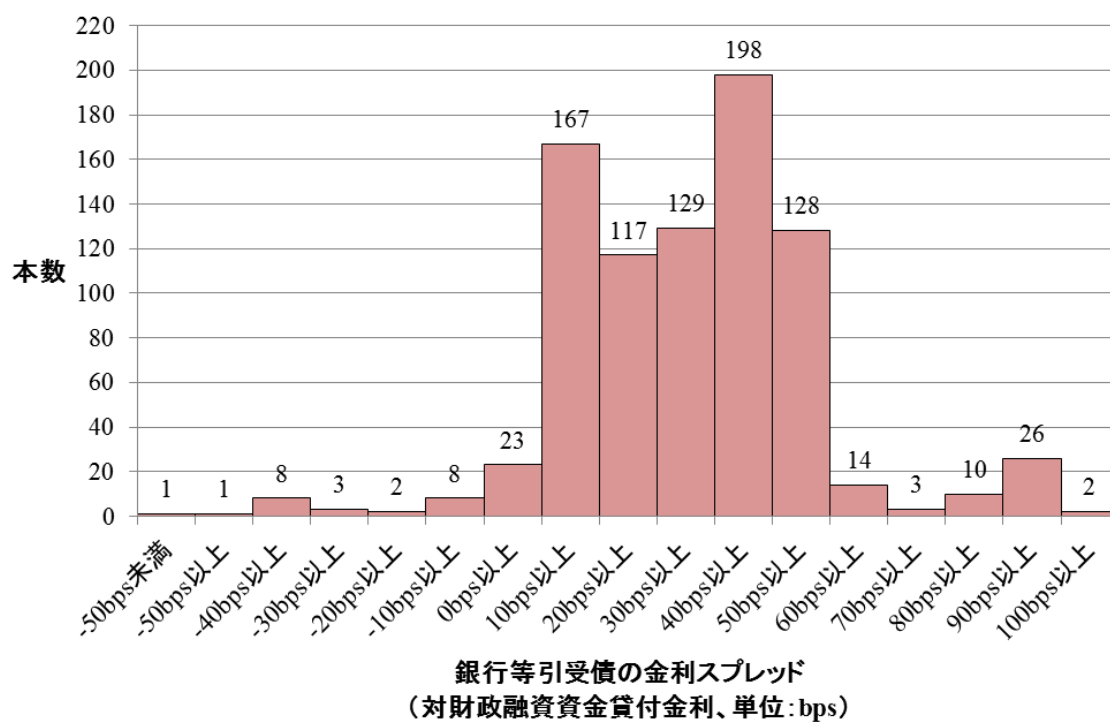


図 7：銀行等引受債の金利スプレッド（熊本県内の市町村、平成 20～25 年度）

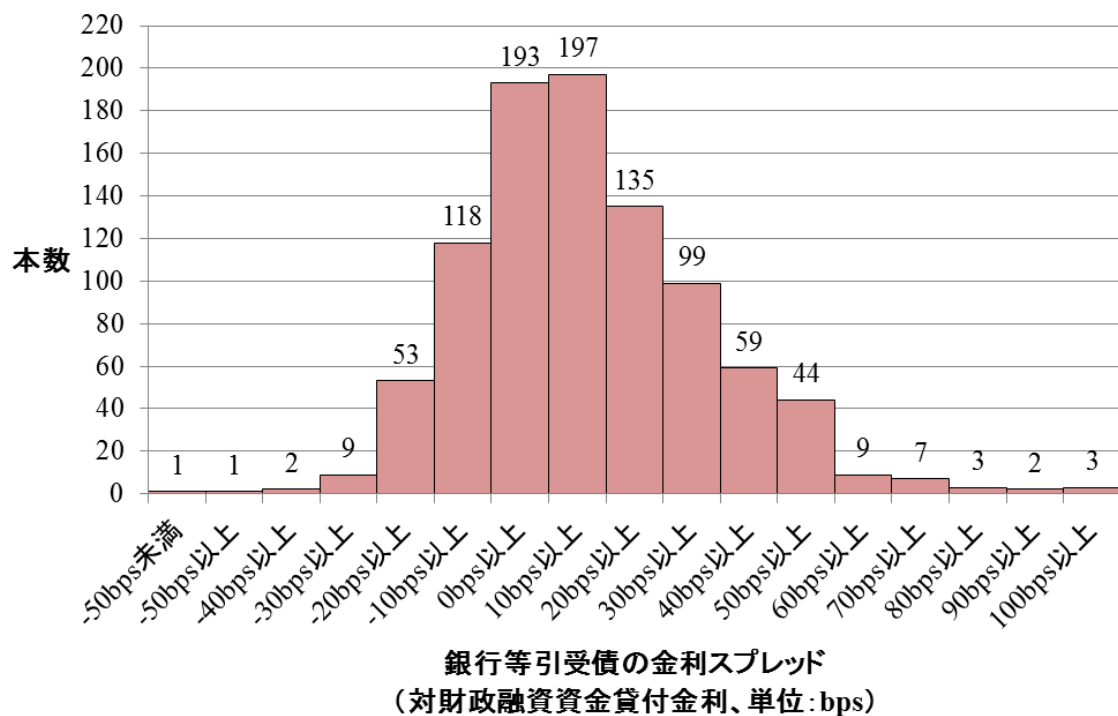


図 8：銀行等引受債の金利スプレッド（大分県内の市町村、平成 20～25 年度）

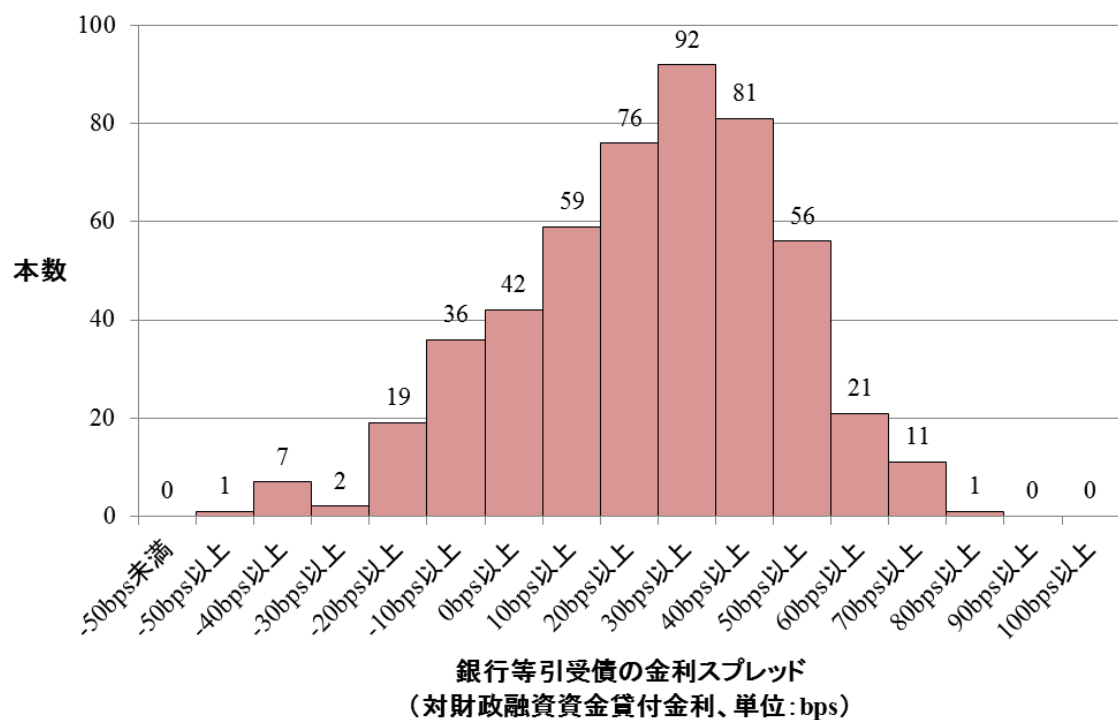


図 9：銀行等引受債の金利スプレッド（宮崎県内の市町村、平成 20～25 年度）

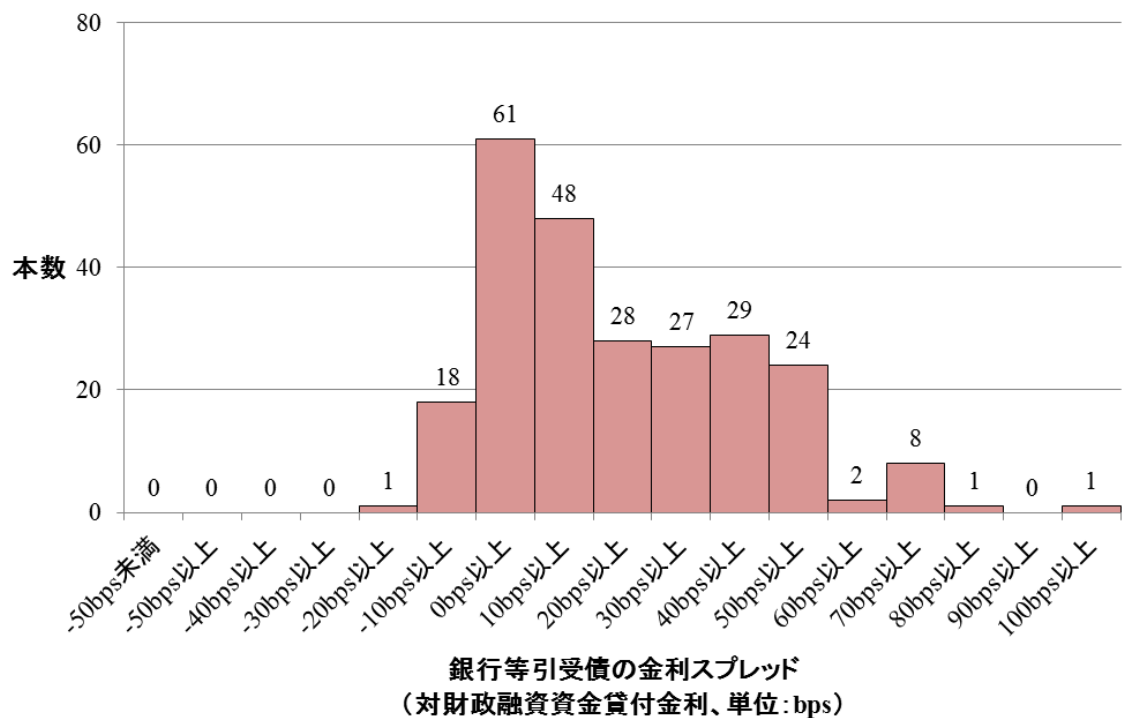


図 10：銀行等引受債の金利スプレッド（鹿児島県内の市町村・平成 20 年度～平成 25 年度）

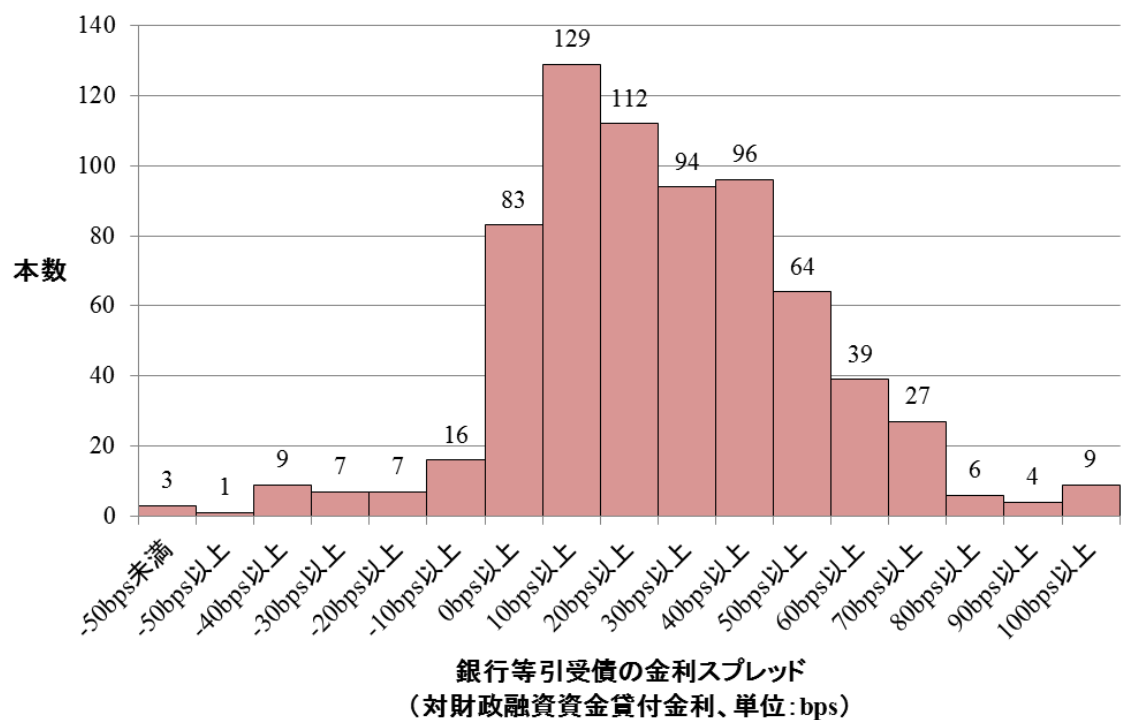


図 11：銀行等引受債の金利スプレッド（沖縄県内の市町村・平成 20 年度～平成 25 年度）

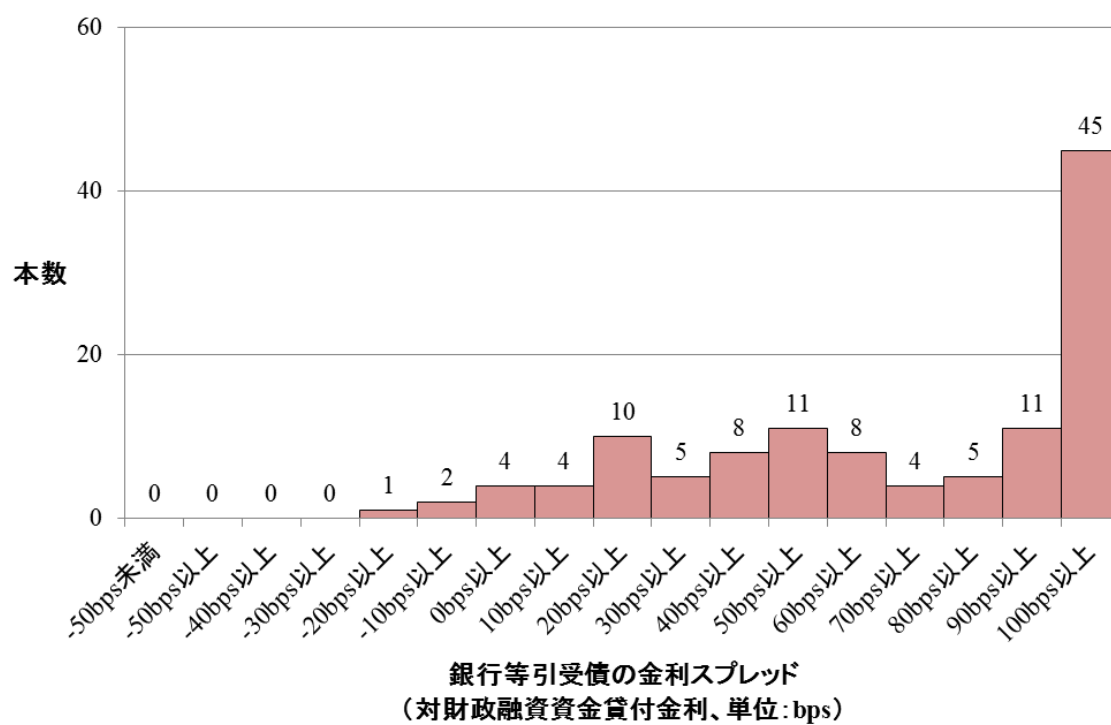


表1：データの定義・記述統計量（その1）

変数名	定義	出典	サンプル サイズ	平均値 最小値	標準偏差 最大値
銀行等引受債の 金利スプレッド	銀行等引受債の借入金利－財政融資金貸付金利 （単位はベース・ポイント）	(a)	4,215	29.860 －90.000	26.343 200.000
入札等参加金融機関数	見積合わせへの参加を依頼された金融機関数、ま たは競争入札に参加した金融機関数	(a)	4,215	5.082 0.000	2.938 16.000
指定金融機関との 随意契約ダミー	見積合わせや競争入札を経ずに指定金融機関か ら借り入れた場合は1、それ以外は0	(a)	4,215	0.059 0.000	0.235 1.000
公的資金のシェア（%）	前年度の借入総額（普通会計）に占める財政融資 資金および地方公共団体金融機構資金のシェア	(b)	4,215	60.892 1.520	25.496 100.000
財融資金のシェア（%）	前年度の借入総額（普通会計）に占める財政融資 資金のシェア	(b)	4,215	48.153 1.520	21.985 100.000
機構資金のシェア（%）	前年度の借入総額（普通会計）に占める地方公共 団体金融機構資金のシェア	(b)	4,215	12.740 0.000	16.434 90.360
預貸率（%）	前年度末（3月末）における借入先金融機関（地 銀・信金・信組）の預貸率	(c)	2,708	68.103 38.300	9.755 105.900
ROA（%）	前年度末（3月末）における借入先金融機関（地 銀・信金・信組）の総資産利益率	(c)	2,708	0.445 －0.850	0.318 1.120
自己資本比率（%）	前年度末（3月末）における借入先金融機関（地 銀・信金・信組）の自己資本比率	(c)	2,708	11.242 5.640	2.579 30.240
不良債権比率（%）	前年度末（3月末）における借入先金融機関（地 銀・信金・信組）の不良債権比率	(c)	2,708	4.974 1.330	3.324 20.710
実質公債費比率（%）	前年度における当該地方公共団体の実質公債費 比率	(d)	4,215	12.825 0.900	3.683 30.000
将来負担比率（%）	前年度における当該地方公共団体の将来負担比 率	(d)	4,215	73.618 0.000	47.860 215.500
財政力指数	前年度における当該地方公共団体の財政力指数	(d)	4,215	0.446 0.070	0.185 1.680
借入金額（対数）	当該地方債の借入金額を対数変換したもの	(a)	4,215	17.651 10.964	1.679 22.359
償還年限	当該地方債の償還年限	(a)	4,215	11.482 1.000	4.705 30.000
据置年数	当該地方債の据置期間を年数に直したもの	(a)	4,215	1.356 0.000	1.161 5.000
元金均等償還ダミー	償還方法が元金均等償還であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.630 0.000	0.483 1.000

（注1） データの出典について、(a) は各市町村への公文書開示請求等により得られた資料、(b) は『地方財政状況調査』、(c) は金融庁web site『中小・地域金融機関の主な経営指標』（http://www.fsa.go.jp/policy/chusho/shihyo_u.html）、金融庁web siteに掲載されていない古いデータは国立国会図書館インターネット資料収集保存事業でアーカイブされている金融庁ウェブサイト（<http://warp.da.ndl.go.jp/waid/3473>））、(d) は『市町村別決算状況調』を意味する。

（注2） 出典 (a) のデータは一般会計および特別会計を対象としている。

表2：データの定義・記述統計量（その2）

変数名	定義	出典	サンプル サイズ	平均値	標準偏差
福岡県町村部ダミー	起債団体が福岡県内の町村であれば1、それ以外は0		4,215	0.051	0.220
佐賀県市部ダミー	起債団体が佐賀県内の市であれば1、それ以外は0		4,215	0.044	0.204
佐賀県町村部ダミー	起債団体が佐賀県内の町村であれば1、それ以外は0		4,215	0.009	0.093
長崎県市部ダミー	起債団体が長崎県内の市であれば1、それ以外は0		4,215	0.186	0.389
長崎県町村部ダミー	起債団体が長崎県内の町村であれば1、それ以外は0		4,215	0.013	0.115
熊本県市部ダミー	起債団体が熊本県内の市であれば1、それ以外は0		4,215	0.130	0.336
熊本県町村部ダミー	起債団体が熊本県内の町村であれば1、それ以外は0		4,215	0.050	0.217
大分県市部ダミー	起債団が大分県内の市であれば1、それ以外は0		4,215	0.118	0.323
大分県町村部ダミー	起債団が大分県内の町村であれば1、それ以外は0		4,215	0.002	0.041
宮崎県市部ダミー	起債団体が宮崎県内の市であれば1、それ以外は0		4,215	0.044	0.206
宮崎県町村部ダミー	起債団体が宮崎県内の町村であれば1、それ以外は0		4,215	0.014	0.119
鹿児島県市部ダミー	起債団体が鹿児島県内の市であれば1、それ以外は0		4,215	0.114	0.318
鹿児島県町村部ダミー	起債団体が鹿児島県内の町村であれば1、それ以外は0		4,215	0.052	0.222
沖縄県市部ダミー	起債団体が沖縄県内の市であれば1、それ以外は0		4,215	0.019	0.138
沖縄県町村部ダミー	起債団体が沖縄県内の町村であれば1、それ以外は0		4,215	0.009	0.092
平成20年Q2ダミー	平成20年第2四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.002	0.041
平成20年Q3ダミー	平成20年第3四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.014	0.117
平成20年Q4ダミー	平成20年第4四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.007	0.081
平成21年Q1ダミー	平成21年第1四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.086	0.281
平成21年Q2ダミー	平成21年第2四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.143	0.350
平成21年Q3ダミー	平成21年第3四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.002	0.049
平成21年Q4ダミー	平成21年第4四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.002	0.049
平成22年Q1ダミー	平成22年第1四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.077	0.266
平成22年Q2ダミー	平成22年第2四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.106	0.308
平成22年Q3ダミー	平成22年第3四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.001	0.031
平成22年Q4ダミー	平成22年第4四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.003	0.051
平成23年Q1ダミー	平成23年第1四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.042	0.200
平成23年Q2ダミー	平成23年第2四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.091	0.287
平成23年Q3ダミー	平成23年第3四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.001	0.031
平成23年Q4ダミー	平成23年第4四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.002	0.046
平成24年Q1ダミー	平成24年第1四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.038	0.191
平成24年Q2ダミー	平成24年第2四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.093	0.290
平成24年Q3ダミー	平成24年第3四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.001	0.034
平成24年Q4ダミー	平成24年第4四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.004	0.065
平成25年Q1ダミー	平成25年第1四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.039	0.194
平成25年Q2ダミー	平成25年第2四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.094	0.292
平成25年Q3ダミー	平成25年第3四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.001	0.027
平成25年Q4ダミー	平成25年第4四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.001	0.034
平成26年Q1ダミー	平成26年第1四半期内の起債であれば1、それ以外は0	(a)	4,215	0.043	0.204

(注1) データの出典について、(a) は各市町村への公文書開示請求等により得られた資料を意味する。

(注2) 出典 (a) のデータは一般会計および特別会計を対象としている。

(注3) 全てダミー変数であるため、最小値および最大値の掲載を省略した。

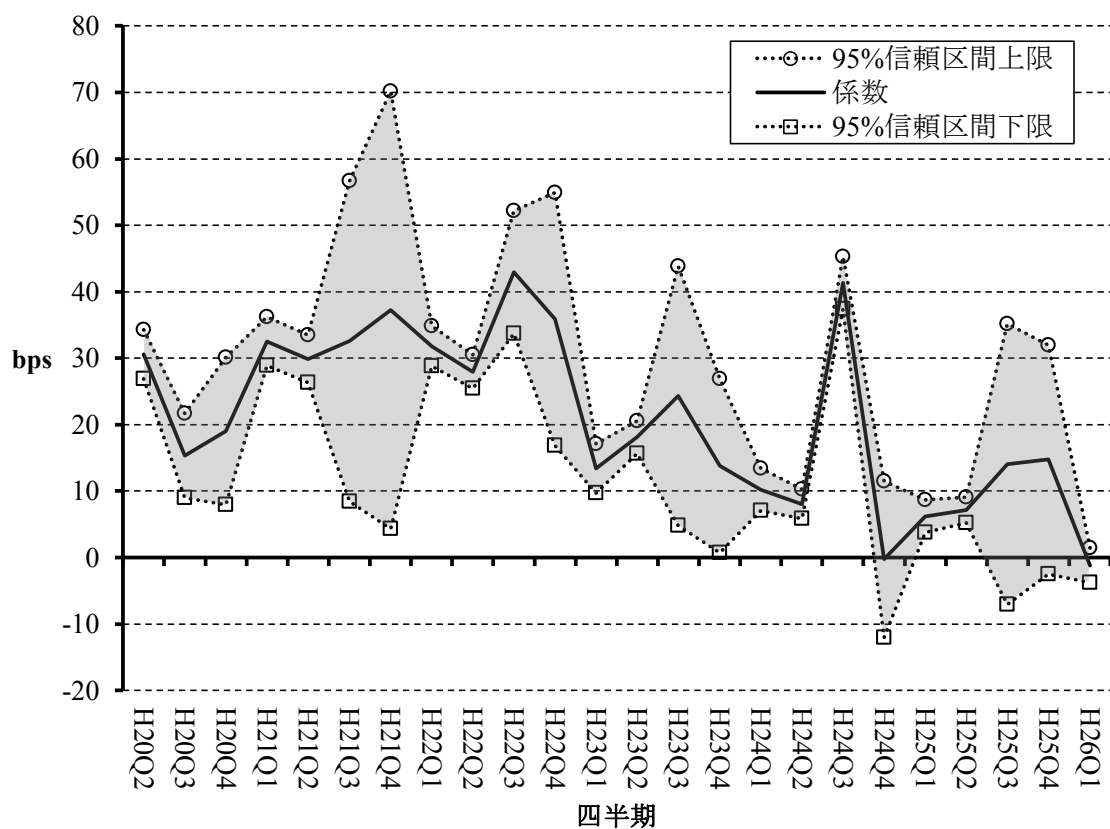
表 3：推定結果

被説明変数：銀行等引受債の金利スプレッド (bps 単位)	予想	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
入札等参加金融機関数	-	-1.343 ***	(0.158)	-1.347 ***	(0.157)	-1.242 ***	(0.172)	-1.245 ***	(0.172)
指定金融機関との随意契約ダミー	+	-0.669	(1.768)	-0.824	(1.772)	1.314	(1.647)	1.249	(1.658)
公的資金のシェア	-	-0.058 ***	(0.013)			-0.060 ***	(0.014)		
財融資金のシェア (%)	-			-0.075 ***	(0.015)			-0.066 ***	(0.017)
機構資金のシェア (%)	-			-0.017	(0.020)			-0.047 **	(0.020)
預貸率 (%)	+					0.114 ***	(0.043)	0.114 ***	(0.043)
ROA (%)	-					-4.305 ***	(1.633)	-4.320 ***	(1.632)
自己資本比率 (%)	-					0.151	(0.202)	0.162	(0.202)
不良債権比率 (%)	-					-0.441 **	(0.189)	-0.438 **	(0.189)
実質公債費比率 (%)	+	0.029	(0.145)	0.033	(0.145)	0.055	(0.141)	0.057	(0.141)
将来負担比率 (%)	+	0.028 ***	(0.011)	0.026 **	(0.011)	-0.012	(0.012)	-0.013	(0.012)
財政力指数	-	1.985	(2.115)	1.694	(2.120)	-5.377 **	(2.191)	-5.396 ***	(2.193)
借入金額 (対数)	-	-1.369 ***	(0.197)	-1.368 ***	(0.197)	-0.956 ***	(0.217)	-0.954 ***	(0.217)
償還年限		-0.759 ***	(0.109)	-0.750 ***	(0.108)	-1.138 ***	(0.120)	-1.135 ***	(0.121)
据置年数		-0.881 **	(0.421)	-0.905 **	(0.420)	-0.055	(0.543)	-0.064	(0.543)
元金均等償還ダミー		-0.773	(0.761)	-0.710	(0.759)	0.019	(0.830)	0.025	(0.830)
福岡県町村部ダミー		-0.293	(1.450)	-0.068	(1.463)	-1.544	(1.499)	-1.398	(1.534)
佐賀県市部ダミー		14.255 ***	(1.872)	14.290 ***	(1.870)	12.753 ***	(1.926)	12.783 ***	(1.932)
佐賀県町村部ダミー		5.732 *	(3.059)	5.693 *	(2.992)	13.517 ***	(4.177)	13.508 ***	(4.152)
長崎県市部ダミー		0.890	(1.238)	1.106	(1.252)	-2.016	(1.456)	-1.869	(1.490)
長崎県町村部ダミー		-3.587	(4.101)	-3.310	(4.118)	-3.982	(3.602)	-3.799	(3.628)
熊本県市部ダミー		-16.773 ***	(1.212)	-16.391 ***	(1.236)	-18.571 ***	(1.317)	-18.393 ***	(1.358)
熊本県町村部ダミー		-11.493 ***	(1.563)	-11.144 ***	(1.590)	-13.924 ***	(1.824)	-13.740 ***	(1.867)
大分県市部ダミー		-4.026 ***	(1.143)	-3.625 ***	(1.173)	-3.653 **	(1.432)	-3.441 **	(1.484)
大分県町村部ダミー		8.817	(11.477)	10.437	(11.580)	8.941	(14.757)	9.660	(14.806)
宮崎県市部ダミー		-7.249 ***	(1.599)	-6.828 ***	(1.623)	-8.749 ***	(1.731)	-8.540 ***	(1.764)
宮崎県町村部ダミー		2.172	(3.297)	3.349	(3.363)	8.252 **	(3.572)	8.809 **	(3.669)
鹿児島県市部ダミー		-0.876	(1.327)	-0.285	(1.369)	-2.164	(1.469)	-1.926	(1.529)
鹿児島県町村部ダミー		1.556	(2.410)	2.552	(2.474)	-10.988 ***	(3.938)	-10.581 ***	(4.002)
沖縄県市部ダミー		30.667 ***	(4.389)	31.006 ***	(4.370)	15.221 **	(6.886)	15.457 **	(6.851)
沖縄県町村部ダミー		79.561 ***	(7.000)	80.314 ***	(7.027)	74.867 ***	(11.236)	75.123 ***	(11.276)
定数項		58.863 ***	(3.976)	58.475 ***	(3.969)	52.487 ***	(6.706)	52.107 ***	(6.706)
サンプルサイズ / adj R ²		4,215	0.4513	4,215	0.4518	2,708	0.5241	2,708	0.5240

(注 1) ***は 1%、**は 5%、*は 10%有意水準で係数がゼロであるとの帰無仮説を棄却したことを意味する。

(注 2) 四半期ダミーにかかるとの係数の推定結果は割愛した。

図 12：四半期ダミーの係数の推移と 95%信頼区間（モデル 3）



九州地方の市町村における 銀行等引受債の金利に関する実証分析

2015年7月2日(木) ※ 10月18日修正版

琉球大学 石田三成

E-Mail: mishida@ll.u-ryukyu.ac.jp

はじめに

・民間等資金の重要性

(単位: 百万円)

H25年度・新規発行額 (全国・普通会計)	都道府県	政令市	市町村 (除: 政令市)
公的資金			
財政融資資金	1,137,053	248,346	1,676,071
地方公共団体金融機構資金	341,049	51,706	928,596
国の予算貸付等	77,014	7,089	891
民間等資金			
市場公募資金	2,583,244	672,835	16,511
銀行等引受資金	2,534,849	476,195	1,269,784
共済・その他	107,808	5,698	172,248
合計	6,781,018	1,461,870	4,064,101

- ・ 公的資金には限りがあるうえ、重点化・効率化の観点から、量的な拡大は期待しにくい

⇒ 地方公共団体はより有利な条件で民間等資金を調達する必要がある

はじめに

・起債環境の格差

- ・しかし、民間等資金に限定すると、地域によって起債環境・資金調達能力(資金を調達するための選択肢の広さ)は大きく異なる
 - ・都道府県や政令市では、銀行等引受債に加え、市場公募債を発行している団体が多く、資金調達能力が高い
 - ・一般市や町村では、民間資金は銀行等引受債のみ
 - ・さらに、町村部だと、市部と比べて金融機関の数が少なく、借入先の選択肢が狭まるため、資金調達能力は低い
- ・起債環境が良くなければ、実態として民間等資金を借りることは難しいのではないか？
 - ・同じ事業を行うにしても、町村部ほど民間資金の調達が難しいのでは？
- ・仮説1: 地域内に金融機関が少ない自治体では、入札や見積合わせを行っても、競争が活発ではないため、不利な条件で借り入れることを強いられている

はじめに

・公的資金の役割

- ・公的資金は大きく分けて、(1)財政融資資金、(2)地方公共団体金融機構資金の2つがある
- ・量的な拡大は期待できないかもしれないが、依然として公的資金は市町村にとって重要な引受先
- ・資金調達能力の低い団体に対して公的資金を重点的に割り当てているならば、民間金融機関の偏在性の問題は軽減されるはず

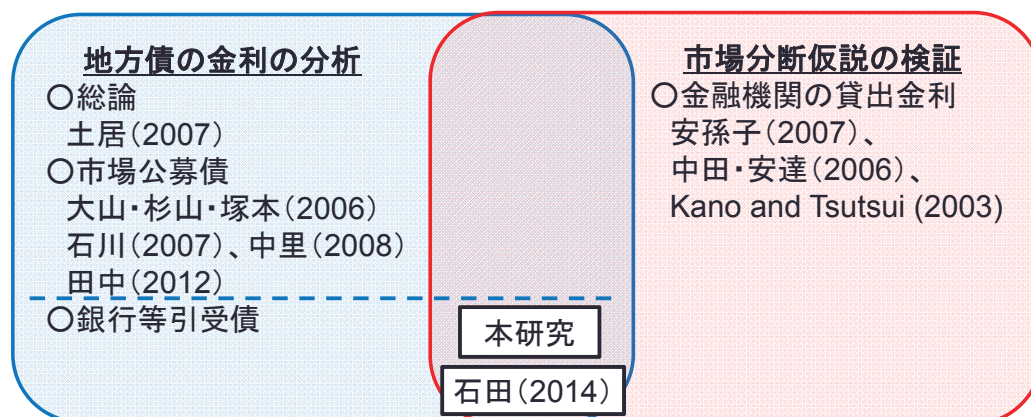
財務省 web site「財政投融资とは」より

財政規模や資本市場へのアクセス可能性等の差により、地方公共団体の資金調達能力に差があるため、資金調達能力の低い地方公共団体についても、資金の安定的確保を図るという観点から、財政投融资が活用されています

- ・仮説2: 公的資金のウェイトが高い地域ほど、金融機関の寡占・独占の弊害が小さくなるため、銀行等引受債の金利が低下する

はじめに

・本研究の位置付け



- ・ 地方債の金利の分析: 財政状況と金利の関係に焦点
- ・ 市場分断仮説の検証: 金融機関の競争環境・経営状況と貸出金利に焦点
- ・ 仮説3: 銀行等引受債の金利は貸し手の経営状況の影響を受ける

銀行等引受債の起債状況

・データの収集方法

- ・ 一本ごとの銀行等引受債の借入条件等を把握する必要があるが、公開されているデータは集計データのみ
- ・ そこで、九州地方(福岡県～沖縄県)にある市町村に対して、情報提供依頼、公文書開示請求を実施
- ・ 実際に回答を得られたのは、全274市町村のうち203市町村
 - ・ 「銀行等引受債の起債なし」の回答を含めれば223市町村
 - ・ 残りの市町村については、情報提供依頼をしたものの提供不可、かつ、公文書開示請求権を満たしていないため断念

・対象期間等

- ・ 期間: 平成20年度～平成25年度までの6年間
- ・ 会計: 一般会計および特別会計
- ・ 本数: 5,935本の銀行等引受債(民間資金のみ)

銀行等引受債の起債状況

- ・ 起債月次
 - ・ 3月:1,887本(31.8%)
 - ・ 4月:175本(2.9%)
 - ・ 5月:3,476本(58.6%)
 - ・ 9月:118本(2.0%)
 - ・ その他:279本(4.7%)
- ・ 償還日次(3月・5月起債限定)
 - ・ 1日～5日:36本(0.7%)
 - ・ 6日～10日:54本(1.0%)
 - ・ 11日～15日:150本(2.8%)
 - ・ 16日～20日:295本(5.5%)
 - ・ 21日～25日:1,742本(32.5%)
 - ・ 26日～:3,086本(57.5%)

銀行等引受債の起債状況

- ・ 償還年限
 - ・ 3年以下:169本(2.9%)
 - ・ 3年超～5年以下:585本(9.9%)
 - ・ 5年超～7年以下:223本(3.7%)
 - ・ 7年超～10年以下:2,545本(43.1%)
 - ・ 10年超～12年以下:339本(5.7%)
 - ・ 12年超～15年以下:1,099本(18.3%)
 - ・ 15年超～20年以下:870本(14.6%)
 - ・ 20年超～:105本(1.8%)

銀行等引受債の起債状況

- ・ 償還方法
 - ・ 半年賦元金均等償還:4,121本(69.4%)
 - ・ 半年賦元利均等償還:1,665本(28.1%)
 - ・ 年賦元金均等償還:28本(0.5%)
 - ・ 年賦元利均等償還:10本(0.2%)
 - ・ 満期一括償還:89本(1.5%)
 - ・ その他:22本(0.4%)
- ・ 金利方式
 - ・ 固定金利:3,791本(63.9%)
 - ・ 利率見直し:2,141本(36.1%)
 - ・ 不明:3本(0.1%)

銀行等引受債の起債状況

- ・ 入札・見積合わせ等の実施状況
 - ・ 入札・見積合わせといった競争的資金調達(以下、入札等)の実施有無
 - ・ 入札等を経たもの:5,079本(85.6%)
 - ・ 入札等を経ていないもの:856本(14.4%)
 - ・ 入札等参加金融機関数の状況

入札等参加 金融機関数	市部		町村部		合計	
	本数	割合	本数	割合	本数	割合
1社以上～3社以下	566	13.5%	241	27.6%	807	15.9%
3社超～5社以下	1,429	34.0%	523	60.0%	1,952	38.4%
5社超～7社以下	945	22.5%	108	12.4%	1,053	20.7%
7社超～10社以下	973	23.1%	0	0.0%	973	19.2%
10社超～12社以下	170	4.0%	0	0.0%	170	3.3%
12社超～15社以下	99	2.4%	0	0.0%	99	1.9%
15社超～	25	0.6%	0	0.0%	25	0.5%
合計	4,207	100.0%	872	100.0%	5,079	100.0%
平均値	6.194社		4.231社		5.857社	

銀行等引受債の起債状況

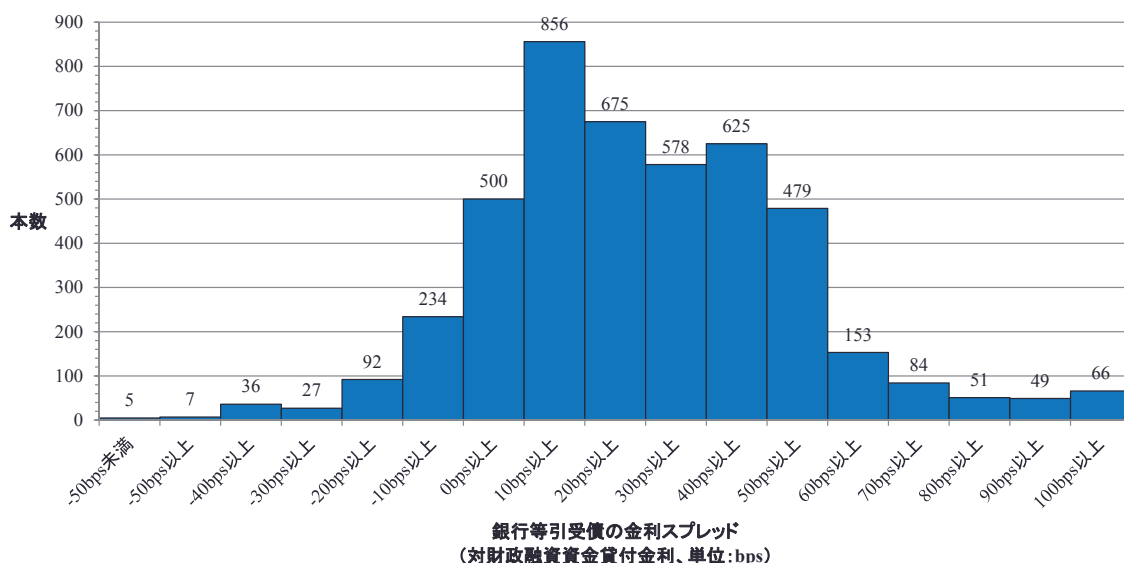
・金利スプレッドの計算

- ・満期一括方式が主流の市場公募債とは異なり、銀行等引受債の借入条件は多種多様なため、個々の銀行等引受債の借入条件に類似する国債を見つけることは困難
- ・この問題に対処するため、財政融資資金の貸付金利を基準として、銀行等引受債の金利とのスプレッドを計算
- ・財政融資資金の貸付条件に合致しない銀行等引受債のデータはサンプルから削除(サンプルサイズ:5,935→4,517)
- ・特徴として、金利スプレッドは低下傾向にあるものの、地域間格差は大きい
 - ・最頻値の年度間推移をみると、平成20年度は40～50bpsだったが、H25は10～20bpsに低下
 - ・また、最頻値は地域間で大きく異なり、福岡県が10～20bpsに対して、沖縄県は100bps以上

金利スプレッド

・金利スプレッドの状況

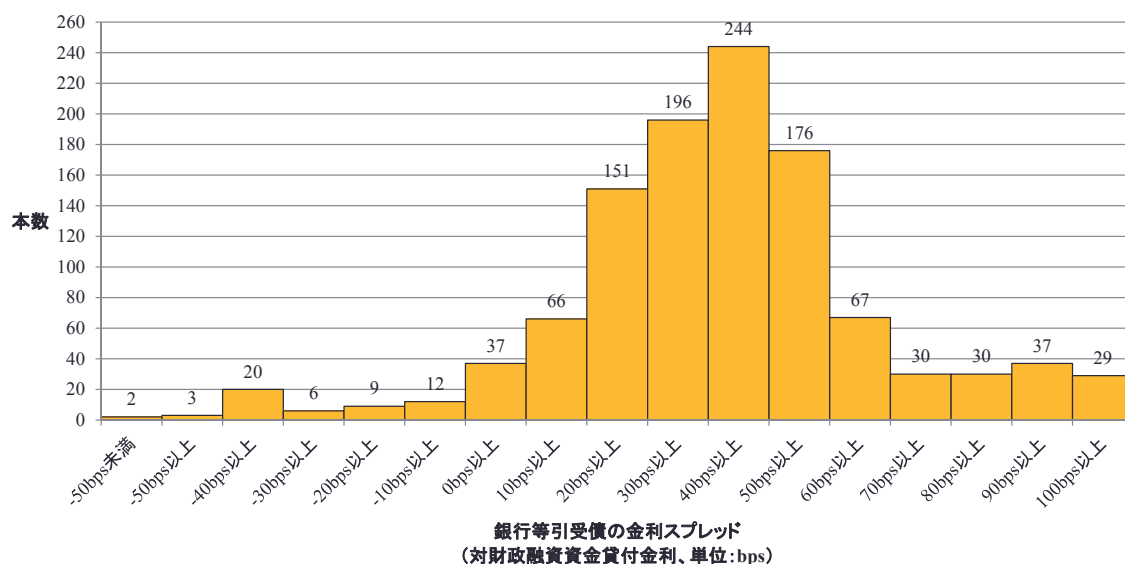
九州地方の市町村(平成20年度～平成25年度)



金利スプレッド

・年度別にみた金利スプレッドの状況

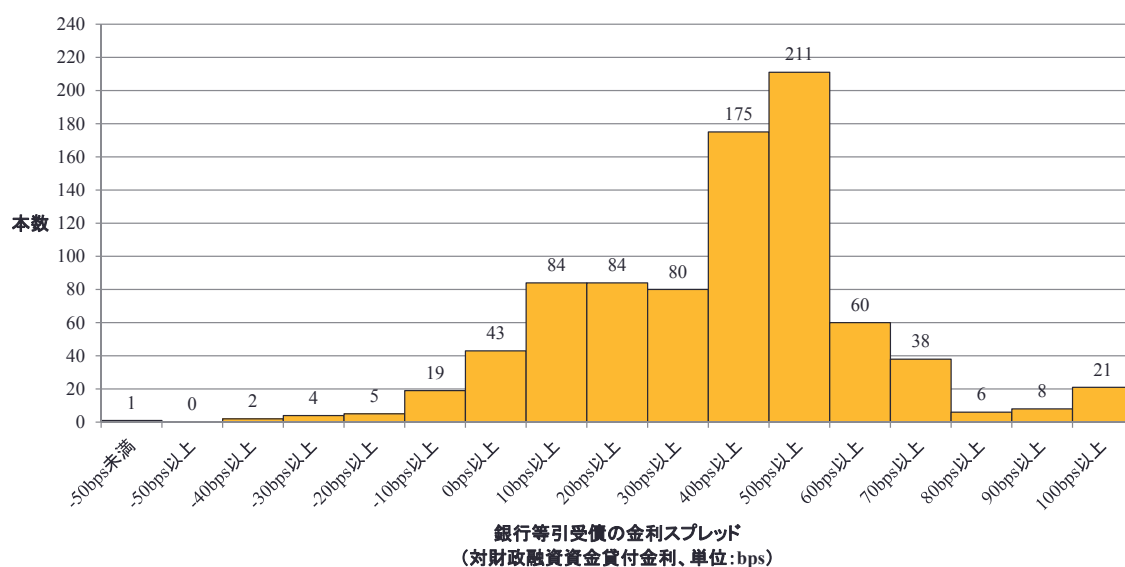
九州地方の市町村(平成20年度)



金利スプレッド

・年度別にみた金利スプレッドの状況(続き)

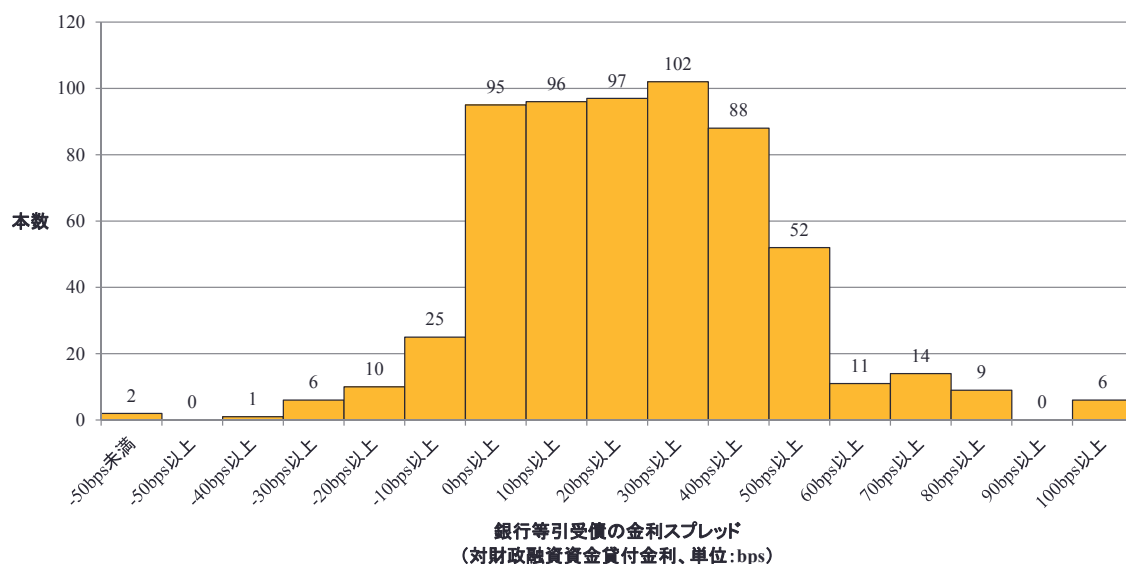
九州地方の市町村(平成21年度)



金利スプレッド

・年度別にみた金利スプレッドの状況(続き)

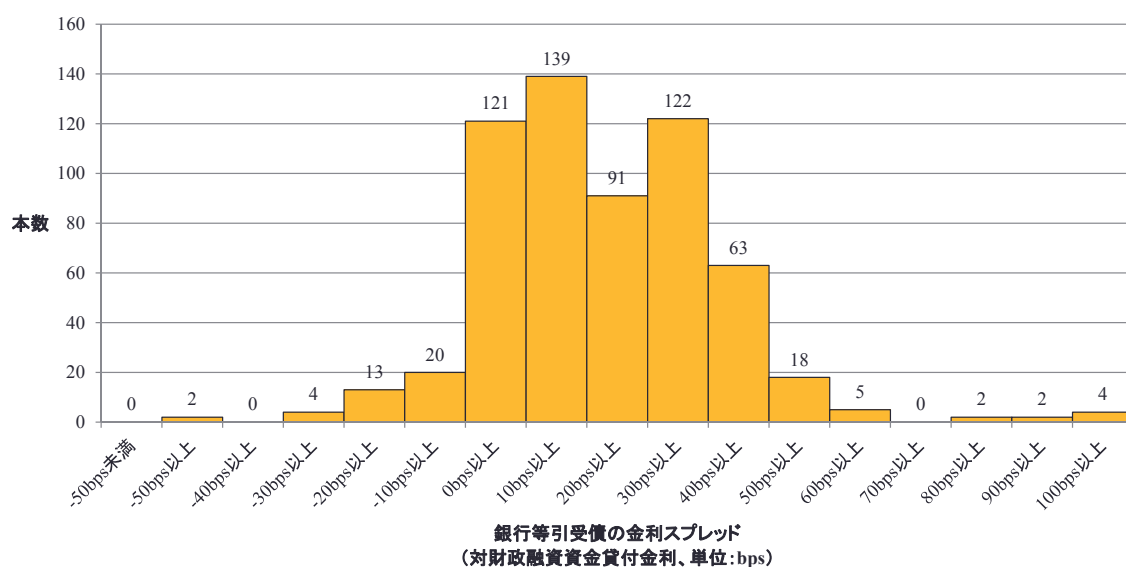
九州地方の市町村(平成22年度)



金利スプレッド

・年度別にみた金利スプレッドの状況(続き)

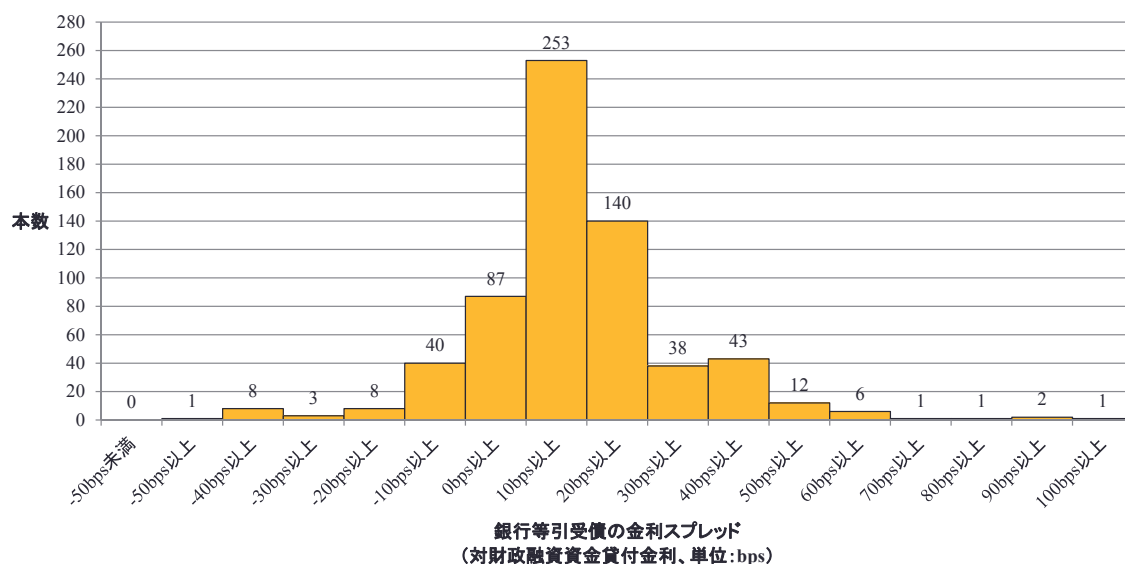
九州地方の市町村(平成23年度)



金利スプレッド

・年度別にみた金利スプレッドの状況（続き）

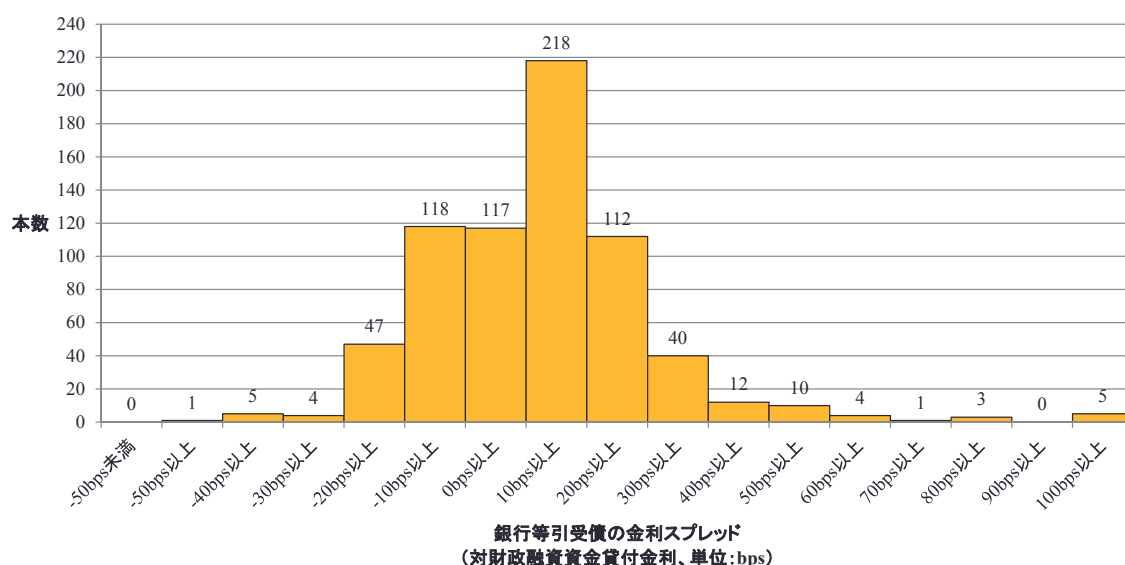
九州地方の市町村（平成24年度）



金利スプレッド

・年度別にみた金利スプレッドの状況（続き）

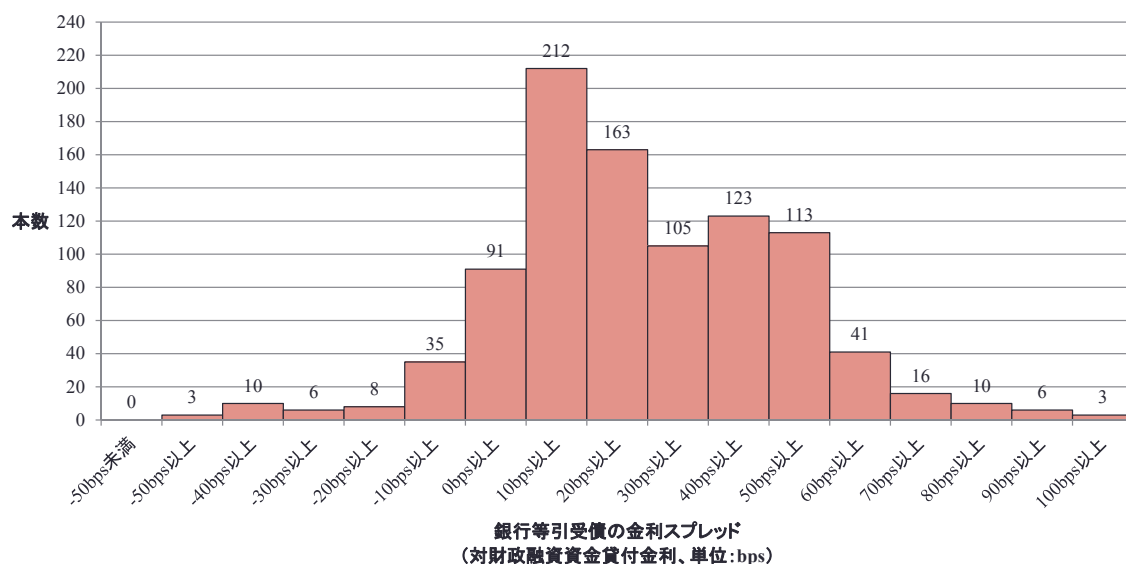
九州地方の市町村（平成25年度）



金利スプレッド

・県別にみた金利スプレッドの状況

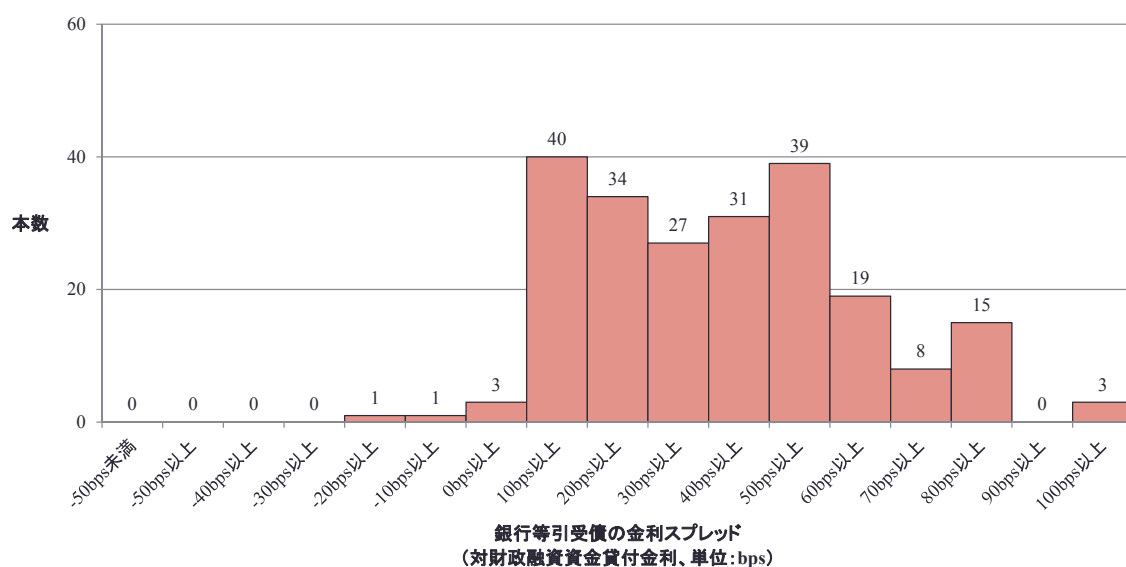
福岡県内の市町村(平成20年度～平成25年度)



金利スプレッド

・県別にみた金利スプレッドの状況(続き)

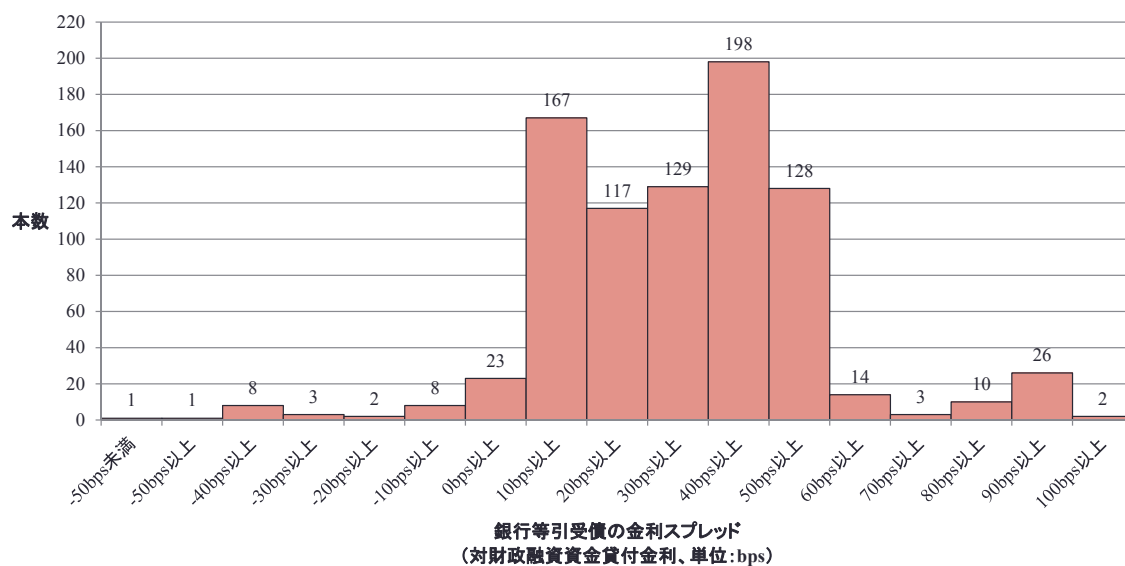
佐賀県内の市町村(平成20年度～平成25年度)



金利スプレッド

・県別にみた金利スプレッドの状況(続き)

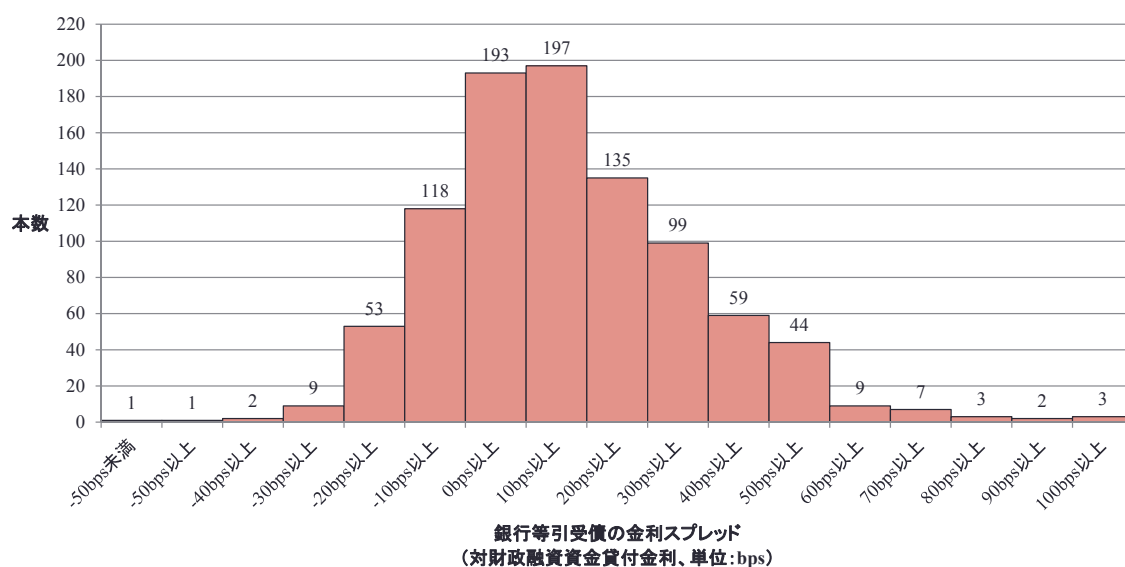
長崎県内の市町村(平成20年度～平成25年度)



金利スプレッド

・県別にみた金利スプレッドの状況(続き)

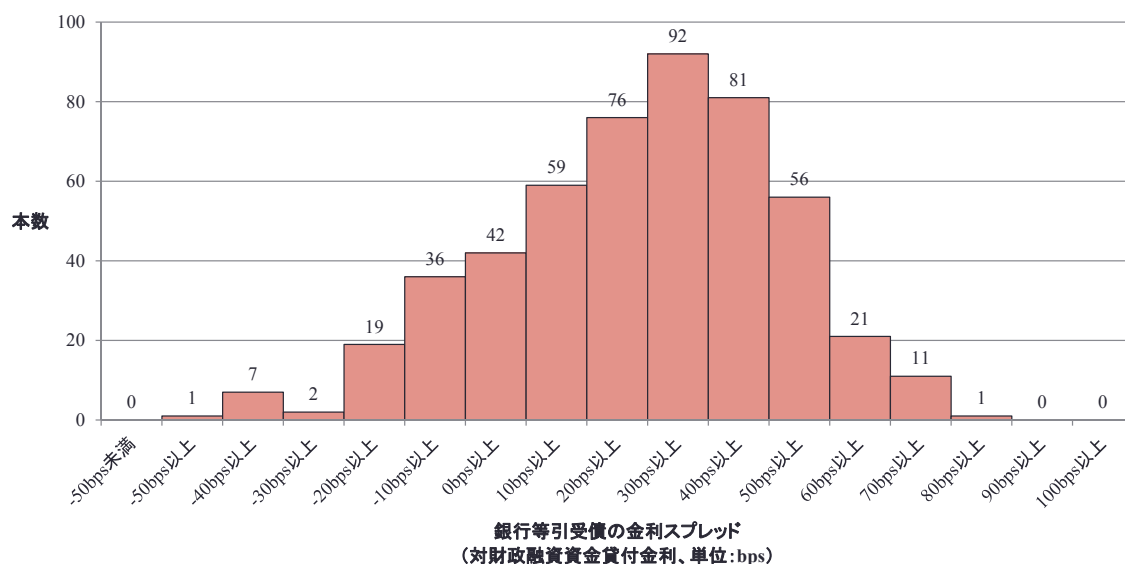
熊本県内の市町村(平成20年度～平成25年度)



金利スプレッド

・県別にみた金利スプレッドの状況(続き)

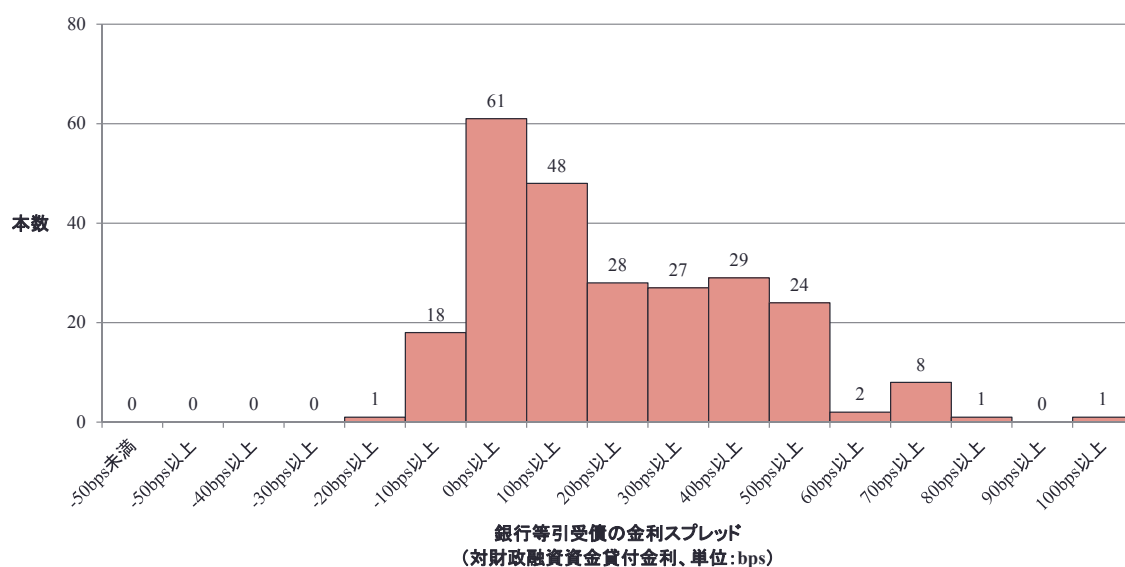
大分県内の市町村(平成20年度～平成25年度)



金利スプレッド

・県別にみた金利スプレッドの状況(続き)

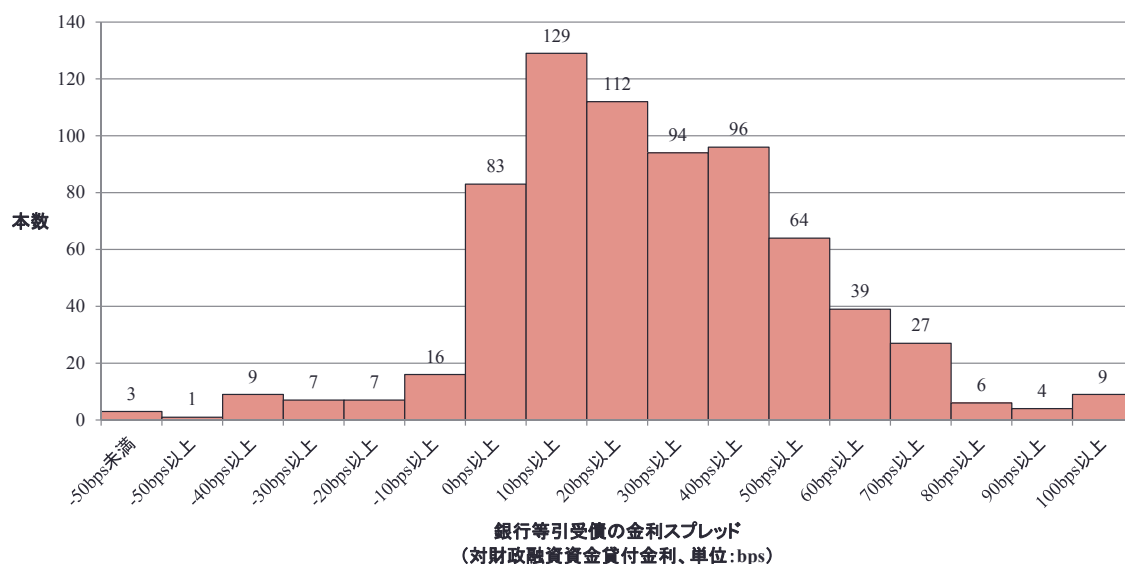
宮崎県内の市町村(平成20年度～平成25年度)



金利スプレッド

・県別にみた金利スプレッドの状況(続き)

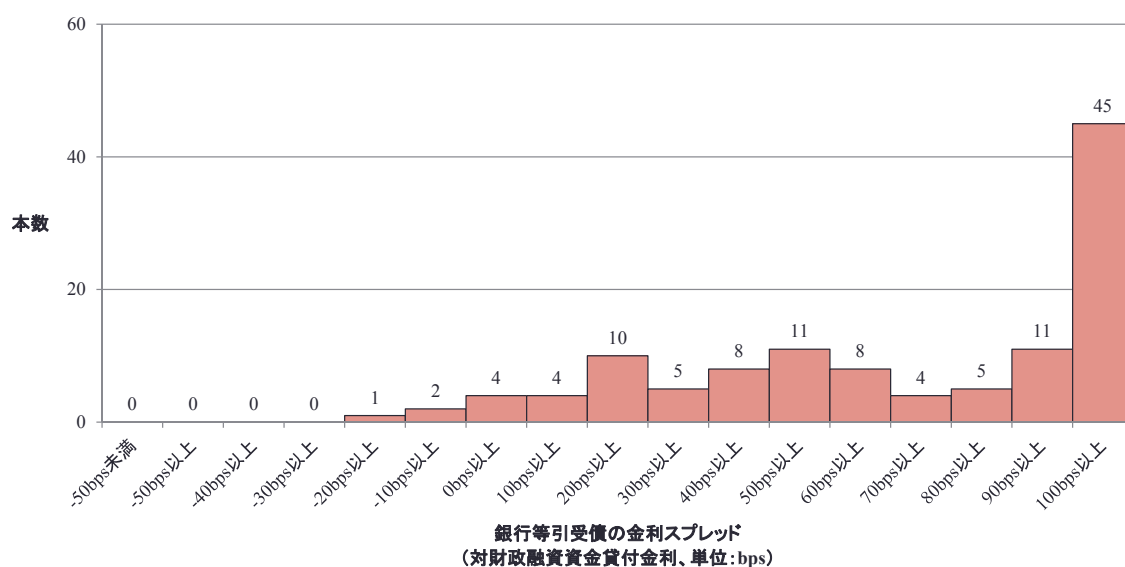
鹿児島県内の市町村(平成20年度～平成25年度)



金利スプレッド

・県別にみた金利スプレッドの状況(続き)

沖縄県内の市町村(平成20年度～平成25年度)



推定

- ・被説明変数
 - ・銀行等引受債の金利スプレッド(対財融資金貸付金利)
- ・説明変数と符合条件
 - ① 入札等参加金融機関数
 - ・入札や見積合わせに参加した金融機関の数が多いと、金融機関の間で競争が働くようになるため、金融機関はより低い金利を提示しようとするはず
 - ・予想される符号条件: **入札等参加金融機関数↑ ⇒ 金利スプレッド↓**
 - ② 指定金融機関との随意契約ダミー
 - ・指定金融機関に指名されることは、地域金融機関にとってステータスと言われていたが、近年では事務経費に見合った手数料を得られないとの指摘も
 - ・地方公共団体が指定金融機関から入札等を行わずに借り入れようとする、指定金融機関はその業務で生じた赤字を金利で取り戻そうとする
 - ・入札を行わず、指定金融機関から随意契約で借り入れているときには1、それ以外のときに0をとるダミー変数を作成
 - ・予想される符号条件: **指定金融機関との随意契約ダミー↑ ⇒ 金利スプレッド↑**

推定

- ・説明変数と符合条件(続き)
 - ③ 公的資金のシェア
 - ・民間金融機関にとって公的資金は競合相手
 - ・公的資金にアクセスしやすい地域では、金融機関はより低い金利を提示しなければ、公的資金に貸出先を奪われてしまう
 - ・公的資金へのアクセス可能性の指標として、前年度の借入総額(普通会計)に占める公的資金(公的資金(財融+機構)、財融資金、機構資金)のシェアを用いる
 - ・予想される符号条件(1): **公的資金のシェア↑ ⇒ 金利スプレッド↓**
 - ・予想される符号条件(2-1): **財融資金のシェア↑ ⇒ 金利スプレッド↓**
 - ・予想される符号条件(2-1): **機構資金のシェア↑ ⇒ 金利スプレッド↓**
 - ・推定では、①公的資金のシェアを入れて推定、②公的資金のシェアを、財融資金のシェアと機構資金のシェアに分割して推定、の2パターンを試みる

推定

・説明変数と符合条件(続き)

④ 金融機関の経営状態の違い

- ・借入先の金融機関の経営状況は金利にも影響を与える
- ・預貸率が低い金融機関(特に地域金融機関)は、金融庁から地域経済にあまり貢献していないと見なされるため、低い金利を提示して貸出を増やす
- ・収益性(ROA)が高い金融機関は金利競争に勝ち抜く体力があるため、低い金利を提示することができる
- ・リスクテイクできない金融機関(自己資本比率が低い、不良債権比率が高い)は、民間企業向け貸出よりも、貸倒れリスクが極めて小さくてリスクウェイトもゼロとされている地方債を選好する
- ・予想される符号条件(1): 預貸率↓ ⇒ 金利スプレッド↓
- ・予想される符号条件(2): ROA↑ ⇒ 金利スプレッド↓
- ・予想される符号条件(3): 自己資本比率↓ ⇒ 金利スプレッド↓
- ・予想される符号条件(4): 不良債権比率↑ ⇒ 金利スプレッド↓
- ・ただし、農協や労金等のデータが無く、サンプルサイズが小さくなることから、①上記変数を含めて推定、②含めないで推定、の2パターンを試みる

推定

・説明変数と符合条件(続き)

⑤ 自治体の財政状況

- ・市場公募債を対象とした先行研究では、財政状況の悪い・財政力の低い自治体ほどスプレッドが拡大するという結論(石川(2007)、中里(2008))
⇒銀行等引受債でも同様の傾向が見られるかもしれない
- ・予想される符号条件(1): 実質公債費比率↑ ⇒ 金利スプレッド↑
- ・予想される符号条件(2): 将来負担比率↑ ⇒ 金利スプレッド↑
- ・予想される符号条件(3): 財政力指数↓ ⇒ 金利スプレッド↑

⑥ 借入方法

- ・金融機関の提示する金利には起債事務に関する固定費用も含まれるが、そのコストは借入金額の影響をそれほど受けないと考えられる
- ・予想される符号条件: 借入金額(対数)↑ ⇒ 金利スプレッド↓
- ・償還年数、据置年数、元金償還ダミーは、借入金利を変化させるが、基準となる財融金利も同じ方向に変化するため、金利スプレッドに与える影響は定かではない

推定

・説明変数と符合条件（続き）

⑦ 時間効果、地域効果

- ある時点において全自治体共通のショックがあるかもしれないので、起債日に応じて四半期ダミーを設定（たとえば、平成23年4月～6月の間に起債されたものであればH23Q2ダミーが割り当てられる。基準はH26Q2）
- 時間を通じて変化しない、地域固有の特性があるかもしれないので、地域ダミーを導入（各県に市部、町村部ダミーを設定。基準は福岡県市部）

・推定

- 以下の式について、分散不均一性を考慮した最小二乗推定を行う

$$y_{itk} = \alpha + \beta x_{itk} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{itj}$$

- 添字のうち、 i は自治体、 t は起債日、 k は同一自治体・同一起債日における k 番目の起債を意味する
- y_{itk} は金利スプレッド、 α は定数項、 β は係数ベクトル、 x_{itk} は説明変数ベクトル、 γ_i は地域ダミー係数、 δ_t は四半期ダミー係数、 ε_{itk} は誤差項
- なお、市場公募債を起債している政令市のデータはサンプルから除外

推定

・変数の定義・記述統計量

変数名	定義	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
金利スプレッド	借入金利－財融資金貸付金利(単位はbps)	4,215	29.860	26.343	－90.000	200.000
入札等参加金融機関数	見積合わせ・競争入札に参加した金融機関数	4,215	5.082	2.938	0.000	16.000
指定金との随契ダミー	指定金からの非競争的資金調達1、それ以外は0	4,215	0.059	0.235	0.000	1.000
公的資金のシェア(%)	前年度末の地方債発行額に占める公的資金の割合	4,215	60.892	25.496	1.520	100.000
財融資金のシェア(%)	前年度末の地方債発行額に占める財融資金の割合	4,215	48.153	21.985	1.520	100.000
機構資金のシェア(%)	前年度末の地方債発行額に占める機構資金の割合	4,215	12.740	16.434	0.000	90.360
預貸率(%)	前年度の3月末時点の預貸率	2,708	68.103	9.755	38.300	105.900
ROA(%)	前年度の3月末時点のROA	2,708	0.445	0.318	－0.850	1.120
自己資本比率(%)	前年度の3月末時点の自己資本比率	2,708	11.242	2.579	5.640	30.240
不良債権比率(%)	前年度の3月末時点の不良債権比率	2,708	4.974	3.324	1.330	20.710
実質公債費比率(%)	前年度の実質公債費比率	4,215	12.825	3.683	0.900	30.000
将来負担比率(%)	前年度の将来負担比率	4,215	73.618	47.860	0.000	215.500
財政力指数	前年度の財政力指数	4,215	0.446	0.185	0.070	1.680
借入金額(対数)	当該地方債の借入金額を対数変換したもの	4,215	17.651	1.679	10.964	22.359
償還年限	当該地方債の償還年限	4,215	11.482	4.705	1.000	30.000
据置年数	当該地方債の据置期間を年数に直したもの	4,215	1.356	1.161	0.000	5.000
元金均等償還ダミー	償還方法が元金均等償還であれば1、それ以外は0	4,215	0.630	0.483	0.000	1.000

推定

・推定結果

被説明変数:金利スプレッド(bps)	予想	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
入札等参加金融機関数	—	−1.343 ***	−1.347 ***	−1.242 ***	−1.245 ***
指定金融機関との随意契約ダミー	+	−0.669	−0.824	1.314	1.249
公的資金のシェア(%)	—	−0.058 ***		−0.060 ***	
財融資金のシェア(%)	—		−0.075 ***		−0.066 ***
機構資金のシェア(%)	—		−0.017		−0.047 **
預貸率(%)	+			0.114 ***	0.114 ***
ROA(%)	—			−4.305 ***	−4.320 ***
自己資本比率(%)	—			0.151	0.162
不良債権比率(%)	—			−0.441 **	−0.438 **
実質公債費比率(%)	+	0.029	0.033	0.055	0.057
将来負担比率(%)	+	0.028 ***	0.026 **	−0.012	−0.013
財政力指数	—	1.985	1.694	−5.377 **	−5.396 ***
借入金額(対数)	—	−1.369 ***	−1.368 ***	−0.956 ***	−0.954 ***
償還年限	?	−0.759 ***	−0.750 ***	−1.138 ***	−1.135 ***
据置年数	?	−0.881 **	−0.905 **	−0.055	−0.064
元金均等償還ダミー	?	−0.293	−0.710	0.019	0.025

推定

・推定結果(続き)

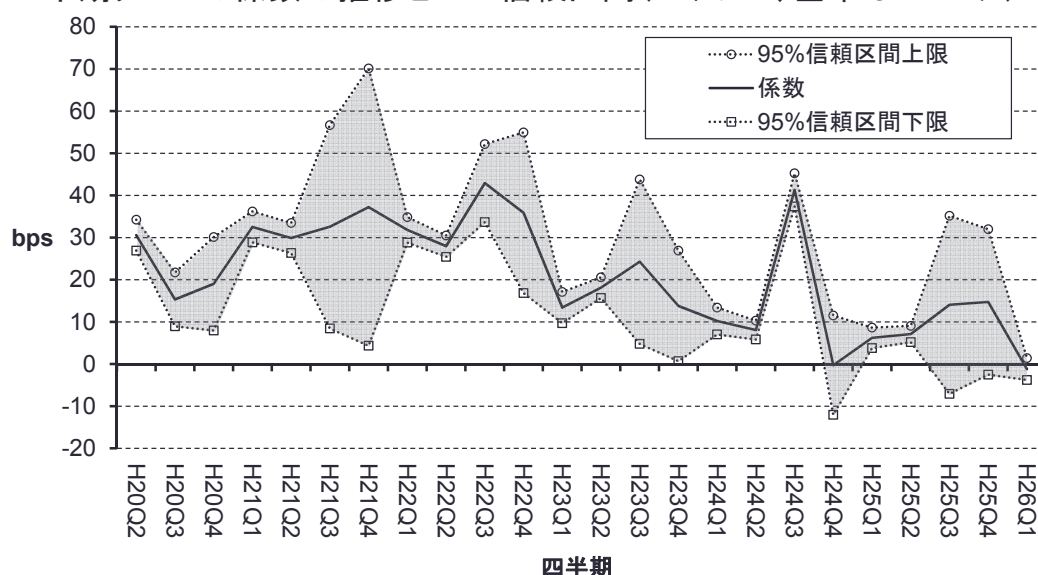
被説明変数:金利スプレッド(bps)	予想	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
福岡県町村部ダミー	?	−0.293	−0.068	−1.544	−1.398
佐賀県市部ダミー	?	14.255 ***	14.290 ***	12.753 ***	12.783 ***
佐賀県町村部ダミー	?	5.732 *	5.693 *	13.517 ***	13.508 ***
長崎県市部ダミー	?	0.890	1.106	−2.016	−1.869
長崎県町村部ダミー	?	−3.587	−3.310	−3.982	3.799
熊本県市部ダミー	?	−16.773 ***	−16.391 ***	−18.571 ***	−18.393 ***
熊本県町村部ダミー	?	−11.493 ***	−11.144 ***	−13.924 ***	−13.740 ***
大分県市部ダミー	?	−4.026 ***	−3.625 ***	−3.653 **	−3.441 **
大分県町村部ダミー	?	8.817	10.437	8.941	9.660
宮崎県市部ダミー	?	−7.249 ***	−6.828 ***	−8.749 ***	−8.540 ***
宮崎県町村部ダミー	?	2.172	3.349	8.252 **	8.809 **
鹿児島県市部ダミー	?	−0.876	−0.285	−2.164	−1.926
鹿児島県町村部ダミー	?	1.556	2.552	−10.988 ***	−10.581 ***
沖縄県市部ダミー	?	30.667 ***	31.006 ***	15.221 **	15.457 **
沖縄県町村部ダミー	?	79.561 ***	80.314 ***	74.867 ***	75.123 ***
定数項	?	58.863 ***	58.475 ***	52.487 ***	52.107 ***
サンプルサイズ / R ²		4,215/0.451	4,215/0.452	2,708/0.524	2,708/0.524

***は1%、**は5%、*は1%有意水準で帰無仮説を棄却したことを表す

推定

・推定結果(続き)

・四半期ダミーの係数の推移と95%信頼区間(モデル3、基準はH26Q2)



考察

・推定結果に対する考察

- ① **入札等参加金融機関数が増えると金利スプレッドは低下する**
 - ・入札等参加金融機関数が1行(社)増えると、金利スプレッドは約1.2～1.3bps低下する
 - ・入札・見積合わせによって低利で銀行等引受資金を調達できるが、金融機関の少ない地方圏では、入札等を実施してもその効果には限界がある
- ② **指定金融機関から非競争的に資金を調達しても金利スプレッドに影響を与えない**
 - ・指定金融機関が高い金利で貸そうとすると、次回から競争的な資金調達に切り替えられたり、他行に指定金融機関の座を奪われてしまう可能性がある
 - ・指定金融機関は、そのようなりスクをとってまで金利を引き上げるよりも、金利は低くとも安定的な関係を望んでいると推測される
- ③ **公的資金のシェアが高くなると金利スプレッドは低下する**
 - ・公的資金のアクセス可能性が高い自治体ほど民間金融機関の競争を促進する効果(対抗力)がある

考察

・推定結果に対する考察(続き)

④ 金融機関の経営状況は金利スプレッドに影響を与える

- ・ 預貸率が低い・不良債権比率が高い金融機関は、地方公共団体向け貸出を増やしたいという思惑を持つため、低い金利を提示する
- ・ ROAの高い金融機関は、金利引下げ余力があるため、低い金利を提示可能
- ・ 入札等を実施する場合には、上記のような金融機関にも参加を促すことで金利を引き下げられるかもしれない

⑤ 借入方法を工夫することで金利スプレッドを縮小できる

- ・ 事業単位で借り入れるより、複数の事業をまとめて借り入れるほうが事務コストを軽減でき、金利スプレッドを引き下げることができる
- ・ 償還年限・据置年数が長くなるにつれて、公的資金へのアクセス可能性が高まるため、金利スプレッドが低下したと考えられる

⑥ 自治体の財政状況と金利スプレッドの関係は定かではない

- ・ モデル1と2では将来負担比率の改善が有効、モデル3と4では財政力指数の向上が有効との結果だが、全てのモデルで一貫した傾向は表れていない

考察

・推定結果に対する考察(続き)

⑦ 地方公共団体向け貸出市場全体における金利スプレッドは縮小傾向があるが、地域間の金利スプレッド格差は極めて大きい

- ・ H26Q2を基準とする四半期ダミーは低下傾向(近年はゼロと差がない)
- ・ 地域ダミーの最大(沖縄県町村部)と最小(熊本県市部)の差を計算すると、93.4～96.7bps(①～⑥の説明変数群でも捉えきれない地域間金利格差)
- ・ 財融資金(公的資金)の魅力が相対的に低下しているため、公的資金の配分にメリハリを持たせるなど、配分方針を見直してもよいのではないかな？

国が責任を持って対応すべき分野(災害復旧事業、辺地・過疎対策事業等)や、国の政策と密接な関係のある分野(学校教育施設事業、下水道事業等)に対応。

	一般会計債	公営企業債
国が責任を持って対応すべき分野	災害復旧(100.0%)、辺地・過疎対策(90.4%)等	—
国の政策と密接な関係のある分野	学校教育施設(71.4%)、一般廃棄物処理(62.2%)、公共事業等(32.1%)等	下水道(28.7%)、水道(53.9%)、病院(41.1%)等
その他の分野	公共用地先行取得(0.0%)、行政改革推進(0.0%)等	電気・ガス(0.0%)、市場・と畜場(0.0%)等

(注)括弧内の計数は、26年度地方債計画の各事業における財政融資資金の占める割合。

おわりに

・政策的含意

- ・ 金融機関の競争を促すことにより、低利で銀行等引受資金を可能
 - ・ 市町村内の金融機関を対象に入札・見積合わせを実施することが多いが、それだと地方圏では金利引き下げ効果は限定的
 - ・ より多くの、かつ多様な金融機関が入札等に参加できる仕組みを整備すべき
- ・ 公的資金の重点化による効率的な資金配分
 - ・ 入札等を実施しているが、金融機関が少なく、限界に直面している自治体に公的資金を配分することで、銀行等引受債の金利負担を軽減できるのではないか

・今後の課題

- ① 低利で資金調達する方法に注目してきたが、金利上昇局面において安定的に資金調達できる方法についても検討すべきではないか
- ② 農協は主要な借入先のひとつだが、サンプルから除外したため、その貸出行動について分析できなかった
- ③ 地域間で異なる効果を許容した推定、など

参考文献

- 安孫子勇一(2007)「沖縄の相対的な高金利－全国との比較による計量分析」、筒井義郎、植村修一編『リレーションシップバンキングと地域金融』日本経済新聞出版社。
- 石川達哉(2007)「市場公募地方債の流通利回りと信用リスク」、ニッセイ基礎研究所・経済調査レポート No.2007-01。
- 石田三成(2014)「北海道内市町村における銀行等引受債の金利に関する実証分析－地域金融機関による寡占の弊害と公的資金の役割の検証」、『「社会保障・税一体改革」後の日本財政(財政研究第10巻)』、pp. 224-241。
- 大山慎介、杉山卓也、塚本満(2006)「地方債の対国債スプレッドと近年の環境変化」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズNo.06-J-23。
- 中里透(2008)「財政収支と債券市場－市場公募地方債を対象とした分析」、『日本経済研究』、第58号、pp. 1-16。
- 中田真佐男、安達茂弘(2006)「貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？～第二地方銀行・信用金庫のパネルデータによる実証分析～」、『フィナンシャルレビュー』、第86号、pp.161-93。
- 田中宏樹(2012)「地方債をめぐる自治体間信用連関－市場公募債パネルデータを用いた実証分析－」、『証券経済研究』、第78号、pp. 69-9。
- 土居丈朗(2007)『地方債改革の経済学』日本経済新聞出版社。
- Kano, M. and Y. Tsutsui (2003) “Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 33, No. 2, pp.157-174.

「地方分権に関する基本問題についての調査研究会・専門分科会」報告論文

教育に対する高齢者の選好—居住地選択理由を用いての実証分析—*

神戸国際大学 齊藤仁[†]

概要：

現在、日本は主要 7 カ国の中で一番高齢化が進展しており、今後も急速に高齢化が進展していき、2050 年には、65 歳以上人口が約 37%に達する見込みである。そのような高齢化が進展している日本において、高齢者が公教育サービスについてどのような選好を持っているのかを把握することが重要である。そこで居住地選択理由を通して、高齢者家族形態の違いや資産状況の違いにより、教育に対する選好の違いを検証した。分析の結果、Poterba(1998)や大竹・佐野(2009)で推論されているように、高齢者が家族と同居しなくなったため、教育を支持しなくなる可能性が示唆される。また Hilber and Mayer (2009)も示唆するように、高齢者が家族と同居しなくなっても、不動産資産をよりもつと、教育により間接的な便益を得ることが出来、教育を支持する可能性が本稿の分析結果より示唆される。

JEL Classification: I22 I28 H75

キーワード： 義務教育、教育財政、高齢化、居住地選択

* 本稿は、2015 年度第 2 回「地方分権に関する基本問題についての調査研究会・専門分科会」(於：財団法人 自治総合センター)における発表を改訂したものである。本稿を作成するにあたって、赤井伸郎先生、恩地一樹先生(いずれも大阪大学)、石田三成先生(琉球大学)、倉本宜史先生(甲南大学)、篠崎剛先生(東北学院大学)、中井英雄先生(大阪経済法科大学)、中澤克佳先生(東洋大学)、中野浩司先生(大阪商業大学)、平田憲司郎先生(神戸国際大学)、広田啓朗先生(武蔵大学)、堀場勇夫先生(青山学院大学)、武者加苗先生(札幌大学)、柳原光芳先生(名古屋大学)、山内康弘先生(帝塚山大学)、湯之上英雄先生(兵庫県立大学)などから有意義なコメントを頂いた。さらに本研究は、大阪大学 21 世紀 COE プロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」及びグローバル COE プロジェクト「人間行動と社会経済のダイナミクス」によって実施された「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の結果を利用している。本アンケート 調査の作成に寄与された、筒井義郎、大竹文雄、池田新介の各氏に感謝する。また作成するにあたって、西村幸浩先生(大阪大学)から熱心なご指導を賜った。なお本研究は日本学術振興会科学研究費補助金(基盤研究(B)(15H0336)の助成を受けたものである。ここに謝意を表したい。なお本文中の誤りはすべて筆者の責に帰すものである。

[†] E-mail : hsaitou@kobe-kui.ac.jp

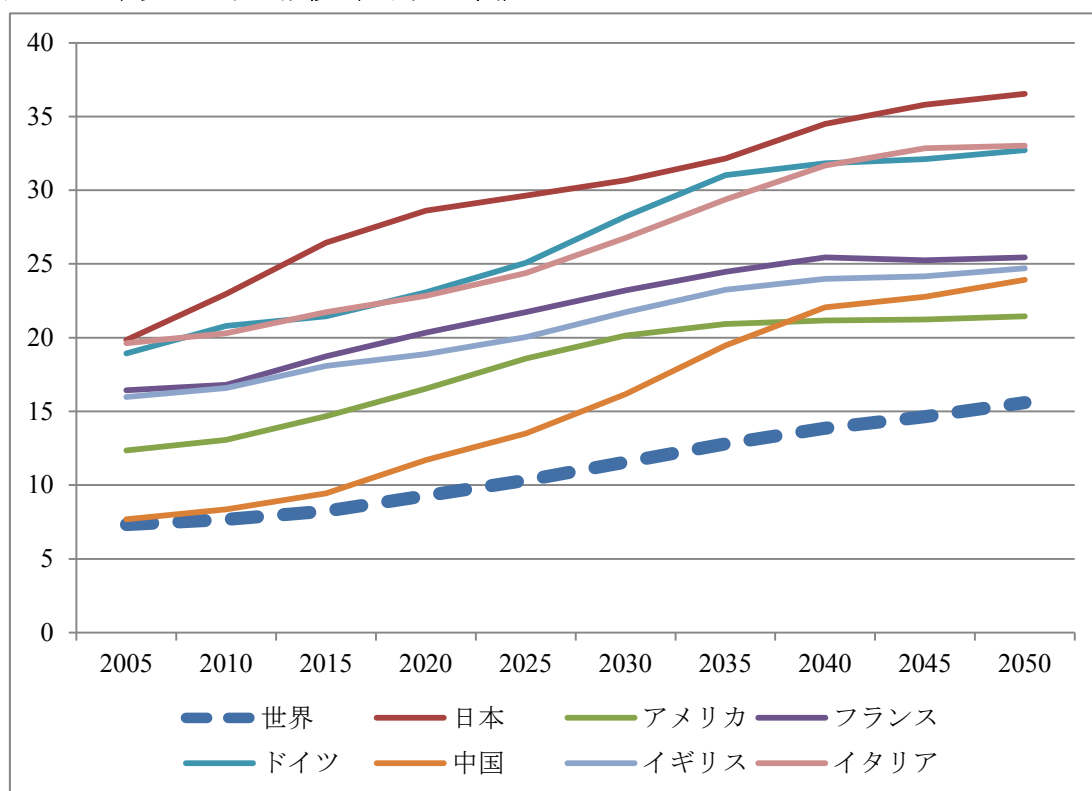
1. はじめに

高齢化が進展した時に、教育費にどのような影響を与えるのかについての議論が欧米などで最近頻繁に行われている。Poterba(1997、1998)では義務教育費と人口の高齢化は、高齢化した中位投票者がどのように考えるかに依存し、理論的に明確な結論を得ることが難しいため、実証的な課題となると指摘している。

つまり、Poterba(1997、1998)では、高齢者にとって、義務教育費の増額が便益をもたらさないと考えられた時は、義務教育費は削減されていく一方、高齢者が利他的・長期的な意思決定を行う場合や、高齢者が間接的に便益を得る場合において、義務教育費と高齢化の関係は、正の関係にある可能性を指摘している。

実際に、アメリカのデータを用いて分析した、Hoxby(1998)では、1900年代始めには、高齢者比率と教育費支出は正の相関を持っていることが示されている。しかし、年代を経るに従い、教育費支出と高齢化は負の相関を持つことが示されている。また Harris et al. (2001) や Ladd and Murray (2001)などの多くの先行研究において、高齢化比率と教育費支出についての関係の検証が行われている。

図 1 65 歳以上比率の推移 (主要 7 カ国)



出所) United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2013).
World Population Prospects: The 2012 Revision(2015 以降は Medium fertility を使用)より筆者作成

さらに現在、日本は主要7カ国の中で一番高齢化が進展しており、今後も急速に高齢化が進展していき、2050年には、65歳以上人口が約37%に達する見込みである(図1)。そこで、日本において義務教育費と高齢化の関係について実証分析を行ったものとして、井上他(2007)や大竹・佐野(2009)、Ohtake and Sano(2010)、齊藤(2013)がある。いずれの研究においても、近年は概ね、市町村や都道府県の義務教育費と高齢化は負の関係にあることが実証されている。その中でも、大竹・佐野(2009)や Ohtake and Sano(2010)の推定結果では、1990年以前は都道府県における義務教育費と高齢化率は正の関係にあった可能性を示唆している。しかし1990年以降においては、義務教育費と高齢化率には負の関係にあると実証されている。

大竹・佐野(2009)では、1990年代の高齢化と義務教育費の関係の変化の理由についての検証を行っており、(i)家族構成の変化と(ii)教育財政制度の変化によって、このような変化が生じた可能性を検討している。そもそも(i)家族構成の変化に関しては、Poterba(1998)の論文中で、Hoxby(1998)の研究結果において、係数の逆転が生じたのは、高齢者が家族と同居しなくなったことによる影響だと推論している。

実際に大竹・佐野(2009)の分析結果では、1990年代の高齢化と義務教育費の関係の変化の理由について、世帯構成の変化からは説明できないが、義務教育費の地方財政への補助制度の変更が義務教育費支出に影響を与えた可能性があることを示唆している。

しかし、Epple et al.(2012)では理論的に、学校に通う子供のいる若者と子供と同居していない高齢者では、公教育サービスに力を入れるインセンティブが高齢者の方が弱いので、公教育を通しての世代間対立が生じる可能性を示唆している。よって、子供と同居していない高齢者は、公教育に対してサポートするインセンティブが低い可能性がある。

また既存の実証研究は、Brunner and Balsdon(2004)でも指摘されているように、高齢者の割合と義務教育費の関係から、間接的に高齢化と義務教育費の関係を明らかにしているものである。

そこで本稿では、個票を用いて、高齢者が教育費支出に対してどのような選好を持っているのかの検証を行う。特に、Epple et al.(2012)や Poterba(1998)の論文中で、指摘されているように、子供と同居していない高齢者は、公教育に対してサポートするインセンティブが低いかどうかを、個票を用いることで、より直接的に検証を行う。そこでまず、(1)子供と同居している高齢者とそうでない高齢者世帯では、教育に対する選好に違いが生じるのか(Epple et al.(2012)、大竹・佐野(2009)、Poterba(1997、1998)より)を検証する。

また、Brunner and Balsdon(2004)では、高齢者の世代間の利他性により、公教育支出に賛成する可能性について述べている。世代間の利他性は、たとえば、高齢者の孫が公立学校に通っている場合や高齢者が若い世代よりその地域に長く住んでいる場合、近所の人や近所の子供達と密接な関係を築いている場合に発生する可能性を指摘している。

『平成27年版 高齢者白書』によると、65歳以上の一人暮らし高齢者は、1980年では、高齢者人口(65歳以上)に占める割合が男性で4.3%であり、女性が11.2%であったが、2010年では、同割合で男性11.1%、女性20.3%となっている。このように現在の日本では、高齢

者の1人暮らしが顕著に増えている。

また、平成25年度「高齢者の地域社会への参加に関する意識調査」によると、若い世代との交流の参加状況をみると、高齢者の単身世帯は、他の高齢者の居住形態の人と比べて、参加していない割合が高い。たとえば、夫婦のみ世帯で、若い世代との交流の不参加状況は52.8%であるが、単身世帯では58.1%と、単身世帯の方が参加していない状況が高い。

よって、高齢者の単身世帯の方が、高齢者のみ世帯(夫婦のみ世帯)などと比べて、若い世代との交流がなされておらず、Brunner and Balsdon(2004)で考察されているような世代間の利他性が働きにくいと考えられる。そこで、(2)子供と同居していない高齢者世帯と単身世帯の高齢者では、教育に対する選好に違いが生じるのか(Brunner and Balsdon(2004)より)を検証する。

また、直接教育によって便益を受けるような世代が同じ家計内にいない高齢者世帯であっても、Poterba(1997、1998)で議論されているように、不動産資産などを持っていると、地方政府が教育に力を入れることにより、間接的な便益を得る場合は、教育を支持する可能性が考えられる。さらに、Hilber and Mayer (2009)においても、アメリカの46州の学区データなどを用いて、子供と同居していない居住者においても、教育支出が住宅価格の上昇を引き起こす資本化により、学校教育費の増加を促す可能性を示唆している。

実際に日本では、牛島・吉田(2009)において、東京特別区のデータを用いて、ヘドニックアプローチで、教育の質が地価に影響する可能性を示唆している。よって、不動産などを保有している高齢者世帯は、地域の教育レベルが高いと、地価などが上昇し、間接的に教育による便益を受けると考えられる。

さらに、『平成21年全国消費実態調査』によると、2人以上世帯では、主に子育て世代である40歳代における住宅・宅地資産の平均は2190万円であり、高齢者世代である65歳以上では、3043万円である。よって、年齢階級が高い世帯ほど平均的な家計資産(住宅・宅地資産)が多くなる傾向にあり、不動産資産の上昇には、高齢者の方がより敏感である可能性が考えられる。そこで、(3)子供と同居していない高齢者世帯であっても不動産資産などをより持っている世帯とそうでない家計では、教育に対する選好に違いが生じるのか(Hilber and Mayer (2009)、Poterba(1997、1998)より)を検証する。

ここで、本稿が使用する個票は、大阪大学GCOEが2009、2010年に実施した「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2009年と2010年の2年分の調査を用いた。この調査の中で、各年度時点において、「あなたが国内で他の都道府県に転居できるとしたら、転居したいですか。」と質問している。この時点で、現在の居住場所に住み続けるか、移住したいのか選択をアンケートで質問している。さらに、なぜその選択(現在地か移住かの選択)を行ったのかについて、理由を尋ねている。選択理由の中には、教育的環境が良いからという項目が存在する。

そもそもTiebout(1956)では、「足による投票」は公共財供給における顕示選好の問題を解決すると考えた。人々は効用を最大化するように居住地選択を行い、居住地選択という「足

による投票」を通して、人々の選好を把握することが出来ると考えられる¹。よって、本稿では、居住地選択の選択理由を用いることで、各世帯がどのような要因に対して満足をしているのかを計測することが可能であると考えて分析を行っている。さらに「教育的環境が良いから」を選択した世帯はその都道府県が提供する公教育に対して満足をしている世帯であると考え、分析を行っている。

以上のように、本稿では居住地選択理由というアンケートによる個人の教育に対する満足度を用いて、高齢者世帯の家族形態の違いや不動産資産状況の違いにより、高齢者の教育に対する選好に違いが生じているのかを検証を行う。

2. 先行研究

教育費と高齢化についての研究は、世界的に多く蓄積されている。Poterba(1997、1998)は義務教育費と人口の高齢化の関係について考察を行っている。中位投票者の理論的枠組みで人口高齢化と教育費の関係を考えると、人口に対する高齢者の割合が高まると、中位投票者が高齢化していき、彼らにとって望ましい政策に対する支出が増える。もし、義務教育費を増加させることが高齢者にとって望ましくない政策であれば、人口の高齢化により義務教育費支出は減少することになる。一方、高齢者が利他的・長期的な意思決定を行う場合、または地価上昇や犯罪率の抑制など間接的に便益を得る場合において、正の関係にある可能性を指摘している。よって、人口の高齢化と義務教育費支出の関係は理論的に明確ではなく、実証的な課題となる。

Poterba(1997、1998)は、高齢化と教育費支出(K-12)の関係を 1961 年から 1991 年のアメリカの州ごとデータを用い分析を行い、人口に占める 65 歳比率が 1%上昇すると、生徒一人当たり教育費支出額は 0.26%減少することを明らかにした。

また、Harris et al. (2001)は同一州内でも、学区により教育費や人口構成が変化していることに着目し、1972 年、1982 年、1992 年の学区ごとのデータで分析を行い、高齢者比率と教育費支出は負の相関を持つが、その引き下げ効果は Poterba と比べ小さいことを示した。さらに、Ladd and Murray (2001)は 1970 年、1980 年、1990 年の郡別のデータで分析を行い、その推定結果によると、教育費支出に高齢者比率が与える効果は統計的に有意ではないことを示している。

さらに、Harris et al. (2001)や Ladd and Murray (2001)は、高齢者は地域の税金が高いことを嫌うため、その地域から脱出することが考えられ、そのような Tiebout Sorting(足による投票)が発生している可能性が高く、義務教育費支出と高齢者比率は同時決定になり、係数にバイアスがかかる可能性があることを示唆している。

Grob and Wolter(2007)は 1990 年から 2002 年のスイス連邦州ごとのデータを用い、高齢者

¹実際に居住地選択行動の実証分析を行っている研究が日本国内でもいくつか存在する。日本住宅総合センター(2009)では、東京 23 区における居住地選択モデルの推定を行っている。中でも、教育変数についてみると、持ち家転居者は小学校選択制に対して肯定的な評価を下しているが、借家転居者は否定的な評価を下していることが明らかにされている。

比率の上昇が生徒一人当たり義務教育支出を引き下げること示している。さらに、高齢者比率の上昇による教育費支出の減少は、生徒数の減少による教育費支出の減少より、効果が大きいことを示している。

Figlio and Fletcher(2012)では、高齢化と公教育費との関係に対する既存研究の結果が異なる理由の一つとして、ダイナミックな Tiebout Sorting(足による投票)と居住者の高齢化の効果を切り分けるのは困難な点にあるとしている。そこで、アメリカの郊外では居住者の高齢化が起こっている、そこで、教育を受ける子供がいない最初の移住者が学校財政に与える影響を推定している。ここで、居住者の高齢化の効果を識別するために、独自の方法を用いて分析を行った結果、学区内の高齢者の割合が公教育支出に対して、負の影響を与えていることを明らかにしている。特に大都市部では、この傾向が強かったことを示している。

Kurban et al. (2015) では、既存研究 (Poterba (1997) や Harris et al. (2001) 、Figlio and Fletcher (2012)) において、多重共線性を避けるために、人口の高齢者以外の若者割合²を除いて分析を行っているが、除外する変数を子供の割合に変更すると、高齢化の推定値が異なることを示している。つまり、人口の高齢者以外の若者割合を推定から除外せずに、子供の割合を推定から除外した場合に、高齢化の推定値はプラスになることを示している。

Brunner and Balsdon(2004)では、既存の実証分析は、高齢者の割合と義務教育費の関係から、間接的に高齢化と義務教育費の関係を明らかにしているものであると指摘している。そこで、カリフォルニア州における家計データを用い、直接的に投票者の年齢によって、個人が州レベルと学区レベルの仮想的な教育政策に賛成するかどうかの変化の検証を行っている。その結果、年齢と共に、教育費支出政策の支持は減少するが、高齢者は、州レベルよりも、学区レベルの教育費支出政策に賛成することを明らかにしている。ただ、この違いが資産価値をあげることを意図した効果なのか、世代間の利他性によるものなのかは識別できていないとしている。

さらに、Epple et al.(2012)では、理論的に学校に通う子供のいる若者と子供と同居していない高齢者では、公教育サービスに力を入れるインセンティブが高齢者の方が弱いので、公教育を通しての世代間対立が生じるとしている。しかし、住宅保有により、子供がいなくなっても、公教育サービスに力を入れるインセンティブが生じる可能性を示唆している。

Hilber and Mayer (2009)では46州の学区データから、生徒1人当たりの教育費は開発された土地の割合と正に有意な関係があることを明らかにしている。この正の関係は、中位居住者が住宅所有者で、学校教育を利用していないより多くの高齢者がいる学区でのみ持続している。よって、Hilber and Mayer (2009)においても、子供と同居していない居住者においても、教育支出が住宅価格の上昇を引き起こす資本化により、学校教育費の増加を促す可能性を示唆している。

しかし、欧米諸国の研究とは対照的に、日本では人口構成と義務教育費支出に関する分

²具体的には、Harris et al. (2001)を元にした計算では、20歳から64歳の人口割合を用いている。

析はあまり行われていない。日本で、義務教育支出と高齢化について分析を行ったものとして、大竹・佐野(2009)、Ohtake and Sano(2010)、齊藤(2013)がある。

井上他(2007)では、コミュニティ政府(日本においては市町村)がコミュニティの選好に基づいて公的教育サービス支出を決定するモデルを、応用したモデルで実証がなされている。分析主体としては、日本の市町村における義務教育費であり、分析期間は1980年度~2000年度である。ただし、国勢調査を利用しているため、5年おきのパネル分析で分析が行われている。その結果、市町村における義務教育費と高齢化の間には負の相関があることが検証されている。

また、都道府県と市町村の合計の義務教育支出について、分析を行ったもので Ohtake and Sano(2010)がある。この中では Poterba(1997、1998)の定式化に従い、1975年度~2005年度の5年おきの都道府県データを用いて、Hoxby(1998)など言われている高齢化が進展することによって、昔は高齢化率と義務教育費は正の関係にあったものが、近年は義務教育費と高齢化率は負の関係にあるということを目的に研究が行われている。

Ohtake and Sano(2010)の推定結果では、Hoxby(1998)など同様に日本でも1990年度以前は義務教育費と高齢化率は正の関係にあったが、1990年度以降、義務教育費と高齢化率には負の関係にあると実証されている。そのような構造変化したのは1993年ごろであると推定されている。

さらに大竹・佐野(2009)では、Ohtake and Sano(2010)の推定結果の構造変化の理由についての検証を行っている。そこで、1990年代の高齢化と義務教育費の関係の変化の理由についての検証を行うために、高齢者の世帯構成の変化の影響と義務教育費に関する補助金制度の変更の影響についての分析が行われている。その結果、世帯構成の変化からは説明できないが、義務教育費の地方財政への補助制度の変更が義務教育費支出に影響を与えた可能性があることを示唆している。

また齊藤(2013)では、2001年度の義務教育における学級編成の弾力化以降での、人口高齢化と義務教育費との関係について検証が行われている。これは、2001年度以前にも、旅費などで地方に裁量の余地があったが、これらを裁量的に増加させるだけでは、教育の質の向上にはつながらない可能性がある。むしろ、高齢化が進展するなどの変化がある場合に、地方政府がこれらの経費を減少させようとする可能性もある。しかし、学級編成の弾力化により、直接的に教育の質を増加させることができるようになったため、義務教育費を裁量的に増やす誘因が生じた可能性があるからである。その結果、2001年度以降は地方政府の決定に裁量性が増え、義務教育費を裁量的に増やす誘因ができた為に、高齢化の影響により削減しようとする誘因が減った可能性が示唆された。

しかし、Brunner and Balsdon(2004)でも指摘されているように、これら日本の研究は高齢者の割合と義務教育費の関係から、間接的に高齢化と義務教育費の関係を明らかにしているにすぎない。直接的な関係を詳細に明らかにすることが望まれる。そこで、本稿では居住地選択の決定行動を通して、より直接的に高齢者世帯の家族形態の違いや資産状況の違いにより、高齢者の教育に対する選好に違いが生じているのかを検証を行った。

3. データと基礎集計の結果

本稿で使用するデータは、大阪大学 GCOE が 2009、2010 年に実施した「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2009 年と 2010 年の 2 年分の調査を、プーリングして分析を行った。各年の調査対象は、日本全国の 20 歳以上の男女であり、層化 2 段無作為抽出法で選ばれた 6134 人を対象としている³。用いたデータは、上記調査で 2 年ともアンケート項目として存在する項目を用い、下記のアンケート項目のアンケート番号は、2010 年の同調査で用いられている質問番号を記載している。

まず分析の対象を高齢者に限定するために年齢の計算を行い、その結果、年齢が 65 歳以上になる人を高齢者として定義し、65 歳以上のサンプルを用いて分析を行った。

被説明変数としては、Q23「あなたが国内で他の都道府県に転居できるとしたら、転居したいですか。」との質問に対して、2 の「現在のまま」を回答したサンプルの中で、Q24「あなたが上記の県に住みたいのは、なぜですか?」の項目の回答を利用した。この Q24 の質問の選択肢の中で、「教育的環境が良いから」を理由として挙げたものを 1、それ以外を 0 とし、変数を作成した。

ここで、高齢者の中で、Q23 で 1 の「転居したい」と回答したものを「移住希望」、2 の「現在のまま」と回答したものを「現所在地希望」と名付けその回答数と割合を示したのが表 1 である。これを見ると、高齢者の約 9 割が現所在地を希望しており、このことから高齢者の多くは、現在の居住場所に満足している可能性が高い⁴。

表 1 高齢者の中で、移住希望者の割合と現所在地希望者の割合

	回答数	割合
移住希望	100	5.7
現所在地希望	1,617	92.24
無回答	36	2.05
総計	1,753	100

出所)「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2009-2010 年調査より筆者作成

また「移住希望」と「現所在地希望」とともに表明選好ではあるが、性質が少し異なる。「現所在地希望」は表明選好ではあるが、現在住んでいると言う個人の行動を反映しての選好である可能性が高い。しかし、「移住希望」は、現在住んでいない場所に対してであり、個人の行動は伴っていない選好である可能性が考えられる。そこで、本稿では個人の行動をより反映している可能性が高い「現所在地希望」のサンプルのみを用いて、分析を行う。

³アンケートの詳細については、補論 1 を参照のこと。

⁴山根他(2014)では、本稿と同様に大阪大学 GCOE が実施したアンケート調査を用いて人々の居住県選択と地域特性の関係について分析を行った。その結果、多くの人々が現在の居住県に満足している可能性を示唆している。

次に、高齢者でかつ「現在地希望」を選択した人の中で、Q24の質問の選択肢の中で居住選択理由として、「3 教育的環境が良いから」を上げた回答数と割合を示したのが、表2である。これを見ると、高齢者で教育を居住地選択の理由として挙げた人は全体の約4.6%であった。よって、一部の高齢者にとって、教育は居住地選択の要因ではあると考えられる。

表 2 高齢者(現在地希望者)の中で教育を居住理由として挙げた人の割合

教育を居住地選択の理由に挙げている(現在地希望者)		回答数	割合
回答有り	非選択	1,445	89.36
	選択	74	4.58
無回答		98	6.06
総計		1,617	100

出所)「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2009-2010年調査より筆者作成

さらに、表2で教育を居住理由として上げた回答者の中での、表明された教育の順位別に回答数と割合を示したのが表3である。これを見ると、教育を1番もしくは、2番に挙げた人が全体の約0.6%であり、3番もしくは4番に挙げた人が約3.3%である。よって、居住地選択の要因として、教育を挙げている高齢者が存在することが分かる。

表 3 高齢者の中で教育を居住理由として挙げた人の選択順位

教育を居住地選択の理由に挙げている(ランキング)(現在地希望)	回答数	割合
1位	1	0.06
2位	8	0.49
3位	24	1.48
4位	29	1.79
非該当(表2の非選択と無回答の合計)	1,543	95.42
無回答(教育を選択しているがランキングを表明していない)	12	0.74
総計	1,617	100

出所)「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2009-2010年調査より筆者作成

また、教育的環境と言っても、回答者にとって、色々な解釈がある。もちろん居住地選択の理由であるので、便益を享受できる範囲が限られている地方公共財のような性質を持った「教育」に限定出来る。日本では、初等・中等教育段階といった、若い世代に対する教育で、さらに公立学校が提供する教育に関しては、当該公立学校が立地する場所にその世帯が居住していないと享受できない。しかし、大学教育及び私立学校が提供する教育に

関しては、その世帯がどの地域に居住していても基本的に関係無くそのサービスを楽しむことが出来る。

一方教育には、若い世代に対する教育以外にも、高齢者も直接の便益を受けることが出来る「社会教育」もある。高齢者が第一線から退いても、自分の趣味や娯楽、またはライフワークとして学び続けるのに、主に活用されるのが社会教育である。日本では、このような社会教育は、行政などが提供する「市民講座」といった形で主に、図書館や公民館などの文化施設で主に提供されていることが多い。

よって教育でも、「若い世代に対する教育」と「社会教育」では、高齢者が自ら便益を受けない教育と受ける教育で評価が異なってくる可能性が考えられる。そこで、本稿が扱っているデータにおいて、「教育的環境がよい」といった時の「教育」が主にどちらを指しているのかを検討する。

ここで、Q24の質問の選択肢は同時に4つの項目を選択できたので、教育を選択した人が残りの3つでどのような選択肢を選んだのかについて見ているのが、表4である。同様に文化を選択した人、子育て環境を選択した人に関しても、残りの3つでどのような選択肢を選んだのかについて、表4であわせて見ている。

たとえば、直接の便益を受けることが出来るような社会教育を好んでいる人は、「文化環境」と「教育」の両方を選択している可能性が考えられる。これは、市民講座といった「社会教育」が図書館や公民館などの文化施設で主に提供されているので、「文化環境がよい」も選んでいる可能性がある。また「子育て環境がよい」を選んだ人は、若い世代への教育を好んでいる可能性があり、「子育て環境」と「教育」の両方を選択している可能性が考えられる⁵。

実際に「文化環境が良いから」を選んだ人を見ると、「教育環境がよいから」というのをより選択している傾向がある。また他の選択肢として、「病院や医療施設が充実しているから」や「スーパーマーケットやデパートなどの店舗があり、生活に便利だから」、「交通の便がよいから」といった項目を選択している傾向がある。しかし、「文化環境が良いから」を選んだ人で「子育て環境がよいから」を選んだ人は誰もいない。よって、選択傾向より、これらは自分の生活を便利にするような要因で有り、「文化環境が良いから」を選んだ人は、自分に直接便益をもたらす選択肢を比較的選んでいる傾向があると考えられる。

また、「子育て環境がよいから」を選んだ人を見ると、「教育環境がよいから」というのをより選択している傾向がある。しかし、「文化環境が良いから」や「スーパーマーケットやデパートなどの店舗があり、生活に便利だから」といった項目は選択していない傾向にある。特に、「文化環境が良いから」を選んだ人は誰もいない。よって、選択傾向より、自分の生活を便利にするような要因を選ぶ可能性が低く、「子育て環境がよいから」を選んだ人は、自分に直接便益をもたらす選択肢を比較的選んでいない傾向があると考えられる。

⁵もちろん、「文化環境がよい」や「子育て環境がよい」を選んでいない人も、「若い世代に対する教育」や「社会教育」を望んでいる可能性は排除できない。

表 4 「教育」、「文化」、「子育て」を選択した人が他に選択しているもの(複数選択可)

(複数選択可)	「教育的环境がよいから」を選択した人		「文化的环境がよいから」を選択した人		「子育ての環境がよいから」を選択した人	
選択肢	人数	平均の差の検定	人数	平均の差の検定	人数	平均の差の検定
現在より高い収入が得られるから	1	教育選択グループの方が高い	0	x	0	x
文化的环境がよいから	13	教育選択グループの方が高い	\	\	0	子育て選択グループの方が低い
教育的环境がよいから	\	\	13	文化選択グループの方が高い	4	子育て選択グループの方が高い
子育ての環境がよいから	4	教育選択グループの方が高い	0	文化選択グループの方が低い	\	\
気候や自然環境がよいから	47	x	75	文化選択グループの方が低い	18	x
自分に向いた仕事ができるから	7	教育選択グループの方が低い	15	文化選択グループの方が低い	6	x
家族と一緒に暮らせるから	31	x	37	文化選択グループの方が低い	11	x
生まれ育った土地だから	29	教育選択グループの方が低い	48	文化選択グループの方が低い	11	子育て選択グループの方が低い
他県に移動するには、大きな費用がかかるから	9	教育選択グループの方が低い	17	文化選択グループの方が低い	3	子育て選択グループの方が低い
地方税が安いから	1	x	2	x	2	子育て選択グループの方が高い
福祉が充実しているから	5	x	6	x	2	x
病院や医療施設が充実しているから	23	x	65	文化選択グループの方が高い	8	x
スーパーマーケットやデパートなどの店舗があり、生活に便利だから	23	教育選択グループの方が低い	79	文化選択グループの方が高い	3	子育て選択グループの方が低い
物価が安いから	3	教育選択グループの方が低い	5	文化選択グループの方が低い	4	x
交通の便がよいから	25	教育選択グループの方が低い	88	文化選択グループの方が高い	9	x
仕事を見つけやすいから	1	x	1	x	0	x
その他	0	教育選択グループの方が低い	9	文化選択グループの方が低い	0	子育て選択グループの方が低い
合計	222		460		81	

(注)平均の差の検定では、それらを選択した人と、そうでない人とのグループの間に、平均的な差があるのかを、有意水準を 10% として検定した結果を示している⁶。

出所)「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2009-2010 年調査より筆者作成

さらに、「教育環境がよいから」を選んだ人を見ると、「交通の便がよいから」や「スーパーマーケットやデパートなどの店舗があり、生活に便利だから」と言った項目をそれほど選択しておらず、「子育て環境がよいから」を選んだ人と同様に、自分に直接便益をもたらす選択肢を比較的選んでいない傾向があると考えられる。

よって、「教育環境がよいから」を選んだ人と「子育て環境がよいから」を選んだ人では似たような選択行動をしており、比較的、自分に直接便益をもたらす選択肢を選んでいない傾向があると考えられる。しかし、「文化環境が良いから」を選んだ人は、「教育環境がよいから」や「子育て環境がよいから」を選んだ人と異なり、自分に直接便益をもたらす選択肢を比較的選んでいる傾向があると考えられる。

⁶ 平均の差の検定を行っているが、標本数が少ないものも多々あるので、頑健性については、改善の必要がある。

本稿では、高齢者の若い世代への教育に対する選好の違いで、教育を支持する要因の分析を行うのが目的である。ここで、上記の傾向より、「文化環境」を選んだ人が、自身が直接の便益を受けることが出来る「社会教育」を好んでいると仮定をする。そうすることで、居住地選択で「教育」を理由に選んだ人と「文化環境」を理由に選んだ人の要因の 2 式を連立させて分析を行うことにより、教育でも、社会教育の要因を考慮し、高齢者の若い世代への教育を支持する要因の分析を行うことが可能になると考えられる⁷。その際には、それぞれの関数の誤差項における相関を考慮した Bivariate Probit Model を用いる。

4. モデル

本稿の興味は以下の通りである。(1)子供と同居している高齢者とそうでない高齢者世帯では、教育に対する選好に違いが生じるのか、(2)子供と同居していない高齢者世帯と単身世帯の高齢者では、教育に対する選好に違いが生じるのか、(3)子供と同居していない高齢者世帯であっても不動産資産などをより持っている世帯とそうでない家計では、教育に対する選好に違いが生じるのか、以上 3 点を検証することにある。

そこで、「(1)子供と同居している高齢者とそうでない高齢者世帯では、教育に対する選好に違いが生じるのか」を検証するために、Model1 では、子供と同居していない高齢者世帯(以下では old と表記)を説明変数として用いる。またこれ以外にも、世帯の不動産資産金額やアンケートの回答者の年齢、世帯の収入、学歴、回答者の性別をコントロールする。

推定モデル(Model1) :

$$\begin{aligned} educ_i &= \alpha + \beta_1 old_i + \beta_2 asset_i + \beta_4 age_i + \beta_5 income_i + \beta_6 educback_i + \beta_7 female_i + u_i \\ culture_i &= \delta + \gamma_1 old_i + \gamma_2 asset_i + \gamma_4 age_i + \gamma_5 income_i + \gamma_6 educback_i + \gamma_7 female_i + v_i \\ E[u_i] &= E[v_i] = 0 \\ Var[u_i] &= Var[v_i] = 1 \\ Cov[u_i, v_i] &= \rho \end{aligned}$$

ここで、 β_1 と γ_1 について考えてみる。たとえば、平成 25 年度の「高齢者の地域社会への参加に関する意識調査」では、高齢者政策に関する事項で、高齢者が満足している政策の中で、学習のための場に関して、夫婦のみ世帯は 5.4%が満足度を示しており、二世帯世帯(子供と同居)では 5.0%が満足度を示しており、同居している世帯としていない高齢者世帯では満足度に大きな差はない。また同調査の力を入れて欲しい政策でも、学習のための場に関しては、夫婦のみ世帯は 5.5%が力を入れて欲しいとしており、二世帯世帯(子供と同居)では 4.5%が力を入れて欲しいとしており、同居している世帯としていない高齢者世帯では選好

⁷また同時に「子育て環境がよいから」を連立式の 1 つとして用いることも考えられるが、上記で記したように、「教育環境がよいから」を選んだ人と「子育て環境がよいから」を選んだ人は似たような選択行動をしている可能性がある。さらに「子育て環境がよいから」を選んだ人は本分析のサンプルでは 24 しかなく、数が少ないので、今回はこのようなアプローチは使用しなかった。

に大きな差はない。この調査結果を踏まえると、社会教育という面では、高齢者が子供と同居しているかどうかで、選好に差が生じる可能性は低い。このようなことが生じている場合、本稿のモデルの γ_1 が有意でないことが考えられる。

他方、 β_1 は子供に対する教育への効果を示すため、子供と同居している高齢者とそうでない高齢者世帯では、教育に対する選好に違いが生じている場合、 β_1 は有意になる。よって、これが有意であるかどうかを検証する。

次に、「(2)子供と同居していない高齢者世帯と単身世帯の高齢者では、教育に対する選好に違いが生じるのか」を検証するために、Model2 では、単身の高齢者世帯(以下では single と表記)を説明変数として用いる。またコントロール変数としては、Model1 のコントロール変数と同様の変数を用いている。

推定モデル(Model2) :

$$\begin{aligned} educ_i &= \alpha + \beta_1 single_i + \beta_2 asset_i + \beta_4 age_i + \beta_5 income_i + \beta_6 educback_i + \beta_7 female_i + u_i \\ culture_i &= \delta + \gamma_1 single_i + \gamma_2 asset_i + \gamma_4 age_i + \gamma_5 income_i + \gamma_6 educback_i + \gamma_7 female_i + v_i \\ E[u_i] &= E[v_i] = 0 \\ Var[u_i] &= Var[v_i] = 1 \\ Cov[u_i, v_i] &= \rho \end{aligned}$$

最後に、「(3)子供と同居していない高齢者世帯であっても不動産資産などをより持っている世帯とそうでない家計では、教育に対する選好に違いが生じるのか」を検証するために、Model3 では、Model2 に単身の高齢者世帯(single)と世帯の不動産金融資産額(以下では、asset と表記)の交差項(以下では、asset $\times$ single と表記)を説明変数として用いる。よって、Model2 に(asset $\times$ single)を説明変数に追加したモデルが Model3⁸である。

推定モデル(Model3) :

$$\begin{aligned} educ_i &= \alpha + \beta_1 single_i + \beta_2 asset_i + \beta_3 (asset_i \times single_i) + \beta_4 age_i + \beta_5 income_i \\ &\quad + \beta_6 educback_i + \beta_7 female_i + u_i \\ culture_i &= \delta + \gamma_1 single_i + \gamma_2 asset_i + \gamma_3 (asset_i \times single_i) + \gamma_4 age_i + \gamma_5 income_i \\ &\quad + \gamma_6 educback_i + \gamma_7 female_i + v_i \\ E[u_i] &= E[v_i] = 0 \\ Var[u_i] &= Var[v_i] = 1 \\ Cov[u_i, v_i] &= \rho \end{aligned}$$

⁸子供と同居していない高齢者世帯(old)を用いた model は、高齢者世帯ダミーと高齢者世帯ダミーと不動産資産の交差項との相関係数が 0.8340 と高く、多重共線性を引き起こす可能性があるため、単身世帯(single)のみの結果を示す。

educ: 教育を居住理由の一つとして選んだ(educ=1)。教育を居住理由として選んでいない(educ=0)。

culture: 文化的環境を居住理由の一つとして選んだ(culture=1)。文化的環境を居住理由として選んでいない(culture=0)。

old: 子供などと同居している世帯かどうかを表す変数 高齢者のみ世帯(同居していない)(old=1) 同居している世帯(old=0)

single: 単身世帯かどうかを表す変数 単身世帯(single = 1) 単身世帯以外(single = 0)

asset: 世帯資産(住宅、土地)の現在評価額(1 から 10 のカテゴリー変数)。

age: 回答者の年齢

income: 世帯所得(税込年間総収入)を表す変数(1 から 12 のカテゴリー変数)

educback: 学歴を表す変数(1 から 9 のカテゴリー変数)

Female: 女性ダミー 女性(female=1) 男性(female=0)

u_i, v_i : 誤差項

$\alpha, \beta, \delta, \gamma$: 推定されるパラメータ

ρ : 2つの式の誤差項の相関

添え字 i: 個人

コントロール変数として世帯所得(income)、学歴(educback)、性別(female)、回答者の年齢(age)をすべてのモデルで用いている。世帯所得が高いと高いレベルの教育サービスを求めると考えられる。よって、世帯所得が高い世帯ほど、教育を居住地選択の理由としてあげると考えられる。また学歴に関しては、学歴が高いとそれによって、所得が上がるなどのメリットを受ける可能性がある。そのような学歴からのメリットをより享受している人ほど、教育に力を入れることに対して肯定的になる可能性が考えられる。よって、学歴が高い世帯ほど、教育を居住地選択の理由としてあげると考えられる。さらに性別や回答者の年齢の違いにより、教育に対する選好が異なる可能性が考えられるので、これらをコントロール変数として用いた。

また、2つの方程式の誤差項の相関を表す ρ であるが、 $\rho > 0$ であれば、「教育的環境が良いから」を選択するということと「文化的環境がよいから」を選択する間には、正の相関があることを示す。しかし、 $\rho < 0$ であれば、「教育的環境が良いから」を選択するということと「文化的環境がよいから」を選択する間には、負の相関があることを示す。また、 $\rho = 0$ であれば、「教育的環境が良いから」を選択するということと「文化的環境がよいから」を選択する間には、相関がないことを示す。よって、 $\rho = 0$ であれば、2つの方程式をそれぞれ独立させて分析をすればよいということになる。

5. 変数

分析の対象を高齢者に限定するために年齢の計算を、Q4「あなたとあなたの配偶者がお生まれになったのは何年ですか。」を利用して計算を行った。計算方法は、それぞれ調査の時期から生まれた西暦を引いて、年齢の計算を行った。その結果、年齢が65歳以上になる人を高齢者として定義し、65歳以上のサンプルを用いて分析を行った。

次に被説明変数(educ)は、Q23「あなたが国内で他の都道府県に転居できるとしたら、転居したいですか。」との質問に対して、2の「現在のまま」を回答したサンプルの中で、Q24「あなたが上記の県に住みたいのは、なぜですか?」の項目の回答を利用した。Q24の質問の選択肢の中で、「教育的環境がよいから」を理由として挙げたものを1、それ以外を0として、変数(educ)を作成した。同時に「音楽・演劇・図書館などの施設が多く、文化的環境がよいから」を理由として挙げたものを1、それ以外を0として、変数(culture)を作成した。

さらに説明変数の同居ダミー(old)として、Q14「現在あなたが同居しているご家族の家族形態は、次のどれに当たりますか。当てはまるものを1つ選び、番号に○をつけてください。」を利用した。この中で、「1 単身」または「2 夫婦だけ」を選択した世帯に1、それ以外を0として変数を作成した⁹。単身世帯(single)は同居世帯(old)と同様にQ14を利用し、この中で、「1 単身」を選択した世帯に1、それ以外を0として変数を作成した。

説明変数の所得(income)としてQ29「あなたのお宅の世帯全体の2009年の税込み年間総収入は、ボーナスを含めてどのくらいになりますか。」を利用した。世帯不動産資産(asset)として、世帯資産(住宅、土地)の現在評価額として、Q34「あなたのお宅の世帯全体が所有している住宅、土地などの資産は、現在の評価額でどれくらいになりますか。」を利用した。学歴(educback)として、Q6「あなたとあなたの配偶者が最後に卒業された学校をお答えください。在学中の方は、現在在学している学校をお答えください。当てはまるものを1つ選び、番号をご記入ください。」を利用した。ここで本稿では、所得や不動産資産、学歴が高くなるほど、教育を選択理由としてあげるのかについて、考察を行うことがメインであり、係数の大きさはそれほど問題としない。よってアンケートの結果をそのまま活用した¹⁰。

回答者の年齢(age)は、サンプルの分割の際に計算した年齢をそのまま用いた。女性ダミー(female)はQ1「あなたの性別は。」を利用した。「1 男性」を回答したものは0、「2 女性」を回答したものは1として変数を作成した。以上を元に算出したそれぞれの変数の記述統計量は表5の通りである。

⁹これ以外の選択肢は、「3 夫婦と子供」「4 片親と子供」「5 夫婦と子供と親」「6 夫婦と子供と親と夫婦の兄弟姉妹」という選択肢になっているので、oldが0となっている世帯は、少なくとも子供(下の世代)と同居している世帯であると考えられる。「7 それ以外」については評価が困難であるので推定から除外した。

¹⁰ 学歴に関しては、中退と卒業が交互にアンケートの選択肢に出てきている。これでは、数値が単調でない可能性がある。そこで、中退を最終学歴に集計し直し(具体的には、大学中退は高校卒業に集計をし直した)、推定を行ったが、推定結果に大きな差は生じなかった。

表 5 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小	最大
教育選択ダミー	0.049	0.216	0	1
文化選択ダミー	0.110	0.313	0	1
同居ダミー	0.659	0.474	0	1
単身世帯	0.086	0.281	0	1
単身世帯×世帯不動産資産	0.326	1.269	0	10
年齢	68.349	2.673	65	76
女性ダミー	0.480	0.500	0	1
世帯年間収入	3.788	1.667	1	12
世帯不動産資産	5.040	2.386	1	10
学歴	3.261	1.907	1	9

ここで、本稿で使用したデータと実際の公統計データとの比較を簡単に行う。まず、本稿で使用したデータでは、表 5 の記述統計で示しているとおり、高齢者世帯における、単身世帯は、約 9%であり、平均の税込み年間総収入が 200 万~600 万未満¹¹であり、平均の世帯全体で所有している住宅、土地などの資産における現在の評価額が 1500 万~3000 万未満¹²である。

実際の公統計データをみると、『平成 24 年版 高齢社会白書』では、2009 年における高齢者世帯(65 歳以上の人のみで構成するか、又はこれに 18 歳未満の未婚の人が加わった世帯)の平均年間所得は 307.9 万円であった。さらに同報告書によると、2010 年の高齢者世帯における、単独世帯の割合は、24.2%であった。

また『平成 21 年全国消費実態調査』によると、65 歳以上の 2 人以上の世帯における住宅・宅地資産の平均は 3043 万円であった。単身世帯の 65 歳以上における住宅・宅地資産の平均は 2419 万円であった。

よって、本稿で用いているサンプルは、公統計でみる平均的な日本の高齢者世帯と比較すると、所得ならびに不動産資産額については概ね同等の水準であると考えられるが、単身世帯の割合は少ない可能性がある。そこで、本稿で得られた結果については、解釈には一定の留意が必要であると考えられる。

¹¹使用データにおける平均の税込み年間総収入約 3.78 であり、これはカテゴリー変数の平均なので、厳密な金額表示は出来ない。そこでカテゴリーの 3(200~400 万円未満)と 4(400~600 万円未満)の値の間であると予想されるので、上記のような表記にしている。

¹²注 11 と同様に平均の世帯全体で所有している住宅、土地などの資産における現在の評価額はカテゴリー変数なので厳密な金額表示は出来ない。よって注 11 と同様の方法で表記している。

6. 推定結果

本稿の分析は Stata12 を用いた。推定結果は、下記の表 6 から表 9 の通りである。被説明変数として、教育を居住地選択理由とした推定式と、文化を居住地選択理由とした推定式の 2 本を連立させた Bivariate Probit Model による分析結果が表 6 と表 7 である。さらに、この結果をもとに限界効果を求めたのが、表 8 と表 9 である。

表 6 推定結果(Model 1, Model 2)

	説明変数	model 1	model 2
educ	同居ダミー	-0.229 * (0.136)	
	単身世帯ダミー		-0.656 * (0.394)
	年齢	0.044 * (0.0227)	0.0412 * (0.0226)
	女性ダミー	0.194 (0.134)	0.205 (0.137)
	世帯収入	0.0167 (0.0366)	0.0195 (0.0354)
	世帯不動産資産	0.0659 ** (0.0294)	0.0628 ** (0.0299)
	学歴	-0.0254 (0.0371)	-0.0275 (0.0369)
	定数項	-4.968 *** (1.578)	-4.875 *** (1.569)
culture	同居ダミー	0.0830 (0.114)	
	単身世帯ダミー		0.218 (0.172)
	年齢	0.0132 (0.0179)	0.0140 (0.0178)
	女性ダミー	0.138 (0.106)	0.122 (0.107)
	世帯収入	-0.0140 (0.0367)	-0.0116 (0.0349)
	世帯不動産資産	0.0426 * (0.0248)	0.0454 * (0.0249)
	学歴	0.118 *** (0.0270)	0.118 *** (0.0267)
	定数項	-2.84 ** (1.254)	-2.875 ** (1.258)
	観測値数	1,138	1,138
	rho	0.259 **	0.256 **
	対数尤度	-591.30	-590.15
	chi2_c	6.73 ***	6.63 **

(注)下段は頑健な標準誤差を表しており、***は 1%、**は 5%、*は 10%での有意水準を表している。rho は 2 つの式の誤差項の共分散である ρ の推定値を表している。

表 7 推定結果(Model3)

	説明変数	model3	
educ	単身世帯ダミー	-1.584	***
		(0.335)	
	単身世帯ダミー×世帯不動産資産	0.164	**
		(0.0638)	
	年齢	0.0412	*
		(0.0226)	
	女性ダミー	0.204	
		(0.137)	
	世帯収入	0.0194	
culture		(0.0354)	
	世帯不動産資産	0.0573	*
		(0.0306)	
	学歴	-0.0270	
		(0.0370)	
	定数項	-4.843	***
		(1.571)	
	単身世帯ダミー	-0.214	
		(0.352)	
	単身世帯ダミー×世帯不動産資産	0.0989	
		(0.0692)	
	年齢	0.0143	
		(0.0179)	
	女性ダミー	0.119	
		(0.108)	
	世帯収入	-0.0103	
		(0.0350)	
	世帯不動産資産	0.0343	
		(0.0261)	
	学歴	0.121	***
		(0.0268)	
	定数項	-2.853	**
		(1.258)	
	観測値数	1,138	
	rho	0.255	**
	対数尤度	-588.701	
	chi2_c	6.56	**

(注)下段は頑健な標準誤差を表しており、***は 1%、**は 5%、*は 10%での有意水準を表している。rho は 2 つの式の誤差項の共分散である ρ の推定値を表している

表 6 と表 7 より、すべてのモデルにおいて、2 つの式の誤差項の相関を表す ρ は有意に正の影響を与えている。このことから、「教育的環境が良いから」と「文化的環境が良いから」の 2 本を連立させて推定をさせる方がいいこと、また教育を選択することと文化を選択することは独立ではなく、2 つの選択には正の相関がある可能性が示唆される。よって、本稿で仮定したような、「文化環境」を選んだ人が、「社会教育」を好んで「教育」を居住地選択の理由として選択した可能性が考えられる。

さらに、全てのモデルにおいて、教育に対して、世帯不動産資産が有意に正の影響を与えている。これは、Poterba(1997、1998)で議論されているように、不動産資産などを持っていると、地方政府が教育に力を入れることにより、間接的な便益を得ることが出来、不動産資産を多く持っている世帯は、教育に力を入れている地域を選択している可能性を示唆している。

年齢に関しても、全てのモデルにおいて、教育に対して、有意に正の影響を与えている。しかし、本稿では、2年のアンケート結果をプールして用いたので、この結果が年齢による効果なのか、コーホートの効果なのか識別することは出来ない。

本稿の主要な変数である家族形態を表す(同居ダミーと単身世帯ダミー)については、教育に対して、全てのモデルにおいて有意に負の影響を与えている。よって、(1)子供と同居している高齢者の方が、教育を居住地選択の理由として挙げている。また、(3)子供と同居していない高齢者世帯であっても不動産資産などをより持っている世帯とそうでない家計では、教育に対する選好に違いが生じており、子供と同居していない高齢者世帯であっても、不動産資産などを持っていると、教育を居住地選択の理由として挙げている。

しかし、教育に関しての分析では、これらの変数以外については、有意な影響を与えなかった。これは、たとえば所得では、日本では多くの高齢者が年金の受給者である可能性が高く、年間収入にそこまで大きな差が生じていない点が考えられる¹³。

また、文化に対しての分析では、世帯不動産資産は model 1 と model 2 では、有意に正の影響を与えている。これは、やはり文化施設の充実もその地域の不動産価値の上昇につながり、不動産資産を多く持っている人は、「文化」も選択をしている。さらに文化に対して、すべてのモデルにおいて、学歴が有意に正の影響を与えている。これは学歴が高いほど、知識欲が高く、文化施設などで提供されている「社会教育」に対する需要があったり、文化関連に関する需要を持っていたりする可能性があると考えられる。

そして、文化に対しての分析では、これらの変数以外については、有意な影響を与えなかった。中でも、 γ_1 が有意でないのは、上述の平成 25 年度の「高齢者の地域社会への参加に関する意識調査」の結果と整合的であり、同居している世帯としていない高齢者世帯では、社会教育に対する選好に大きな差はないことが示唆される。

さらに、定数項は教育と文化の 2 つの式において、有意に負であったため、説明変数の要因を一定とすると、平均的な高齢者は、教育と文化を居住地選択の理由として選んでいない。

ここで、上記の分析結果をもとに、限界効果の算出を行った。限界効果の算出は、教育を選択しているが、文化を選択していない時の限界効果を計算した。これは、本稿の主たる目的が高齢者の若い世代への教育に対する選好の違いであり、「文化環境」を選んだ人が「社会教育」を好んでいると仮定を行い分析しているので、教育を選択しているが文化を

¹³ 実際に、今回の分析で使用したデータの所得分布をみると、「3 200～400 万円未満」が全体の約 46%を占めており、さらに、「3 200～400 万円未満」と「4 400～600 万円未満」、「5 600～800 万円未満」の 3 つの段階を合計すると、約 77%の人を占めている。

選択していない人は、若い世代への教育を好んでいると考えているからである。各 model について限界効果を計算したものが、表 8 および表 9 である。

表 8 推定結果($y = \text{Pr}(\text{choice_educ}=1, \text{choice_culture}=0)$ の時の限界効果)

説明変数	model 1	model 2
同居ダミー	-0.0194 * (0.0109)	
単身世帯ダミー		-0.0552 * (0.0319)
年齢	0.00329 * (0.00184)	0.00306 * (0.00183)
女性ダミー	0.0133 (0.0106)	0.0144 (0.0108)
世帯収入	0.00152 (0.00291)	0.00172 (0.00284)
世帯不動産資産	0.00458 * (0.00234)	0.0043 * (0.00238)
学歴	-0.00377 (0.00299)	-0.00392 (0.00297)
chi2	1.26	

(注)下段は Delta 法による標準誤差を表しており、***は 1%、**は 5%、*は 10%での有意水準を表している。chi2 は model1 の同居ダミーと model2 の単身世帯ダミーの限界効果が等しいかの検定結果を示している。

表 9 推定結果($y = \text{Pr}(\text{choice_educ}=1, \text{choice_culture}=0)$ の時の限界効果)

説明変数	model3
単身世帯ダミー	-0.122 *** (0.0312)
単身世帯ダミー × 世帯不動産資産	0.0115 ** (0.00539)
年齢	0.00304 * (0.00183)
女性ダミー	0.0144 (0.0108)
世帯収入	0.00169 (0.00283)
世帯不動産資産	0.00402 * (0.00243)
学歴	-0.00392 (0.00298)

(注)下段は Delta 法による標準誤差を表しており、***は 1%、**は 5%、*は 10%での有意水準を表している。

表 8 と表 9 より、本稿の主要な変数である世帯ダミーについては、全てのモデルにおいて有意な影響を与えている。中でも、表 8 より、Model1 の β_1 の限界効果は-0.019 であり、Model2 の β_1 の限界効果は-0.055 である。よって、分析の結果、Model2 の β_1 の限界効果の方が、Model1 の β_1 の限界効果より、絶対値の意味で大きい。しかし、この 2 つの値に有意な差があるのかの検定の結果(表 8 の chi2 検定の結果)、統計的に有意な差ではない。よって、(2)子供と同居していない高齢者世帯と単身世帯の高齢者では、教育に対する選好に違いが生じていないということが明らかになった。

7. まとめ

現在、主要 7 カ国の中で、最も高齢化が進展している日本において、高齢者が教育サービスについてどのような選好を持っているのかを把握することが重要である。また他の先進国においても、高齢化が進展したときに、教育費にどのような影響を与えるのかについての関心も高く、議論が欧米などで最近積極的に行われている。中でも、Poterba(1997, 1998)で指摘されているように、義務教育費と高齢化の関係は、理論的に明確な結論を得ることが難しいため、実証的な課題となる。

そこでこれらの議論を受けて、日本において義務教育費と高齢化の関係について実証分析を行ったものとして、井上他(2007)や大竹・佐野(2009)、Ohtake and Sano(2010)、齊藤(2013)があり、近年は概ね、市町村や都道府県の義務教育費と高齢化は負の関係にあることが実証されている。その中でも、大竹・佐野(2009)や Ohtake and Sano(2010)の推定結果では、1990 年以前は義務教育費と高齢化率は正の関係にあった可能性を示唆している。しかし 1990 年以降においては、義務教育費と高齢化率には負の関係にあると実証されている。

さらに大竹・佐野(2009)では、1990 年代の高齢化と義務教育費の関係の変化の理由については、世帯構成の変化からは説明できないが、義務教育費の地方財政への補助制度の変更が義務教育費支出に影響を与えた可能性があることを示唆している。

しかし、既存の実証研究は、Brunner and Balsdon(2004)でも指摘されているように、高齢者の割合と義務教育費の関係から、間接的に高齢化と義務教育費の関係を明らかにしているものである。そこで本稿では、居住地選択理由を通して、高齢者家族形態の違いと資産状況の違いにより、教育に対する選好の違いが生じるのかの検証を行った。

本稿ではまず、Epple et al.(2012)や Poterba(1998)、大竹・佐野(2009)をもとに子供と同居している高齢者とそうでない高齢者世帯では、教育に対する選好に違いが生じているのかの検証を行った。その結果は、子供と同居している高齢者の方が、教育を居住地選択の理由として挙げていることが明らかになった。よって、Epple et al.(2012)が指摘するように、学校に通う子供のいる若者と子供と同居していないような高齢者では、公教育サービスに力を入れるインセンティブが高齢者の方が弱く、Poterba(1998)や大竹・佐野(2009)で推論されているように、高齢者が家族と同居しなくなったため、教育を支持しなくなる可能性が本稿の分析結果からも示唆される。

さらに、Hilber and Mayer (2009)や Poterba(1997, 1998)をもとに、子供と同居していない高

高齢者世帯であっても不動産資産などをより持っている世帯とそうでない家計では、教育に対する選好に違いが生じているのかの検証を行った。その結果は、子供と同居していない高齢者世帯であっても、不動産資産などをっていると、教育を居住地選択の理由として挙げていることが明らかになった。これは、Poterba(1997、1998)や Hilber and Mayer (2009)等で指摘されているような、子供と同居していない居住者においても、不動産資産をよりもつと、教育により間接的な便益を得ることが出来、教育を支持する可能性が本稿の分析結果からも示唆される。

最後に、本稿では高齢者が彼らより若い世代である自分の子供と同居しているかどうかで教育に対する選好が異なることを明らかにしたが、ここで言う子供は、教育を受け終わっている可能性が高い。よって、公立学校に通っている孫などがいるかどうかを議論の対象にする方がより直接的な分析が出来る可能性が高いので、この点に関しては本稿に残された課題としたい。

しかし、本稿の分析結果からでも、子供と同居していると世代間交流が行われやすくなり、それによって地域の教育を支持する可能性を示唆するものであって、世代間の利他性という面からは一定の貢献があると思われる。

以上より、高齢者のみの世帯の増加や高齢者の単身世帯化が進展している日本においては、今後は公教育費がさらに削減される可能性がある。しかし、地方分権化が進展している日本では、教育に力を入れることによって、不動産資産を持っている高齢者世帯が、公教育の増額を支持する可能性もある。よって、単純に高齢者のみの世帯が増えることにより、公教育費を削減するのは、必ずしも正しくない。特に地方分権化が進展している日本においては、その地域の高齢者が公教育に対してどのような選好を持っているのかを把握することが重要になってくる。

参考文献：

- Brunner, E., & Balsdon, E. (2004). Intergenerational conflict and the political economy of school spending. *Journal of Urban Economics*, 56(2), 369-388.
- Epplé, D., Romano, R., & Sieg, H. (2012). The intergenerational conflict over the provision of public education. *Journal of Public Economics*, 96(3), 255-268.
- Figlio, D. N., & Fletcher, D. (2012). Suburbanization, demographic change and the consequences for school finance. *Journal of public economics*, 96(11), 1144-1153.
- Grob, U., & Wolter, S. C. (2007). Demographic change and public education spending: a conflict between young and old?. *Education Economics*, 15(3), 277-292.
- Harris, A. R., Evans, W. N., & Schwab, R. M. (2001). Education spending in an aging America. *Journal of Public Economics*, 81(3), 449-472.
- Hilber, C. A., & Mayer, C. (2009). Why do households without children support local public schools? Linking house price capitalization to school spending. *Journal of Urban Economics*, 65(1), 74-90.
- Hoxby, C. M. (1998). How much does school spending depend on family income? The historical origins of the current school finance dilemma. *American Economic Review*, 309-314.
- Kurban, H., Gallagher, R. M., & Persky, J. J. (2015). Demographic changes and education expenditures: A reinterpretation. *Economics of Education Review*, 45, 103-108.
- Ladd, H. F., & Murray, S. E. (2001). Intergenerational conflict reconsidered: County demographic structure and the demand for public education. *Economics of Education Review*, 20(4), 343-357.
- Ohtake, F., & Sano, S. (2010). The Effects of Demographic Change on Public Education in Japan. In *The Economic Consequences of Demographic Change in East Asia, NBER-EASE Volume 19* (pp. 193-219). University of Chicago Press.
- Poterba, J. M. (1997). Demographic structure and the political economy of public education. *Journal of Policy Analysis and Management*, 16(1), 48-66.
- Poterba, J. M. (1998). Demographic Change, Intergenerational Linkages, and Public Education. *American Economic Review*, 88(2), 315-20.
- Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *The journal of political economy*, 416-424.
- 牛島光一、吉田あつし.(2009)小学校における教育の質は地価に影響を与えるか？—東京都特別区の地価データを用いた検証—。応用地域学研究,14,pp.37-47
- 井上智夫・大重斉・中神康博(2007).高齢化は教育費に影響するか？：日本の義務教育の場合。教育の政治経済分析～日本・韓国における学校選択と教育財政の課題～,中神康博・Taejong Kim 編
- 大竹文雄, & 佐野晋平. (2009). 人口高齢化と義務教育費支出. 大阪大学経済学,59(3), 106-130.
- 齊藤仁. (2013). 義務教育費における地方政府間の参照行動. 計画行政, 36(4), 33-39.

日本住宅総合センター(2009)東京都区部における居住地選択要因の経済分析(日本住宅総合センター調査研究レポート, No. 08296)

山根智沙子、山根承子、筒井義郎(2014),日本人はどんな県に住みたいのか? : 人々の居住県選択と地域の特性,*Osaka university, Discussion Papers In Economics And Business* 14-34

補論 1: 使用したアンケート調査について

2010(H22)年 1～2 月に調査実施。合計調査数 6134。有効回収数 5386(回収率 87.8%)。アンケート抽出方式;層化 2 段無作為抽出法。抽出台帳;住宅地図利用による現地抽出。調査方法;訪問留置記入依頼法。対象;日本全国の男女 20 歳から 69 歳。

層化 2 段無作為抽出法について

1. 層化基準	地域別	都市規模別
	①北海道	①政令指定都市
	②東北	②人口 10 万以上市
	③関東	③人口 10 万未満市
	④甲信越	④町村
	⑤北陸	
	⑥東海	
	⑦近畿	
	⑧中国	
	⑨四国	
	⑩九州	

2. 層化の方法

全国の市町村を 10 の地域ブロックに区分し、さらに、各地域内を都市規模によって 4 つに区分し、合計 40 層とした。

3. 標本数の配分

各地域ブロック、都市規模別の層における 20～69 歳の人口の大きさにより所定の標本数(新規)を比例配分した。

4. 調査地点の抽出方法

- 1) 公表された直近の国勢調査時に設定された調査区の基本単位区を、第 1 次抽出単位として使用した。
- 2) 調査地点数については、各層ごとに 1 調査地点の標本数が 15 前後になるように設定した。
- 3) 各層ごとに抽出間隔(層における母集団人口の合計÷層で算出された調査地点数)を算出し、ランダムに決定した「スタート番号」目の人が属する基本単位区を起点として、等間隔抽出法によって抽出間隔番目の人が属する基本単位区を抽出した。
- 4) 抽出に際しての各層における区市町村の配列順序は、自治省設定の市区町村コードの順序に従った。

5. 対象者の抽出方法

各地点において、ランダムに決定した「スタート番号」番目の適格者を起点として、等間隔抽出法により、対象者(15 人程度)を抽出した。抽出間隔は、抽出台帳の配列方法によって異なる。

6. 新規追加標本の抽出について

第2回調査(2003(H15)年度調査)における4600人の新規標本の調査地点は、第1回調査(前年度調査)の調査地点の続きとし、残りの不足する地点は新規に「4. 調査地点の抽出方法」により基本単位区を抽出した。

7. 住宅地図利用による現地抽出について

2008(H20)年度調査における6000人の新規標本の抽出は、住民基本台帳の閲覧事情により、住宅地図より従来の調査地点の続きとなる地域から一般住宅を等間隔抽出法により抽出し、地点ごとに性・年代別完了目標数を指定し、現地抽出法により実施した。

補論 2: 活用したアンケート項目

Q1 あなたの性別は。

1 男性 2 女性

Q4 あなたとあなたの配偶者がお生まれになったのは何年ですか。元号に○を1つつけ、生まれ年を記入してください。

あなた	1 昭和 2 年	配偶者	1 大正 年
	平成		2 昭和 3 平成

Q6 あなたとあなたの配偶者が最後に卒業された学校をお答えください。在学中の方は、現在在学している学校をお答えください。当てはまるものを1つ選び、番号をご記入ください。

あなた 配偶者

- 1 小中学校 卒業(尋常小学校、高等小学校を含む)
- 2 高等学校 中退(旧制中学校、女学校、実業学校、師範学校を含む)
- 3 高等学校 卒業(旧制中学校、女学校、実業学校、師範学校を含む)(卒業見込みを含む)
- 4 短期大学 中退(高専等を含む)
- 5 短期大学 卒業(高専等を含む)(卒業見込みを含む)
- 6 大学 中退(旧制高校、旧制高等専門学校を含む)
- 7 大学 卒業(旧制高校、旧制高等専門学校を含む)(卒業見込みを含む)
- 8 大学院修士課程 中退
- 9 大学院修士課程 修了(卒業見込みを含む)
- 10 大学院博士課程 中退
- 11 大学院博士課程 修了(卒業見込みを含む)

Q14 現在あなたが同居しているご家族の家族形態は、次のどれに当たりますか。当てはまるものを1つ選び、番号に○をつけてください。

- 1 単身 2 夫婦だけ
- 3 夫婦と子供 4 片親と子供
- 5 夫婦と子供と親 6 夫婦と子供と親と夫婦の兄弟姉妹
- 7 それ以外(具体的に)

Q23あなたが国内で他の都道府県に転居できるとしたら、転居したいですか。もし転居を希望する場合は、1 に○をつけ、住みたい都道府県名をあげて下さい。もし、現在の都道府県に住み続けることを希望するときには、2 「現在のまま」に○をつけ、現在お住まいの都道府県名を記入してください。

- 1 ()に転居したい
- 2 現在のまま()に住み続けたい

Q24あなたが上記の○をつけた都道府県に住みたいのは、なぜですか。以下の中から重要なものを4つ選び○をつけてください。選んだ4つに、もっとも重要なものから順に1から4の順位を()に記入してください。

○印(順位)

- 1 ()現在より高い収入が得られるから
- 2 ()音楽・演劇・図書館などの施設が多く、文化的環境がよいから
- 3 ()教育的環境がよいから
- 4 ()保育所などが充実しており、子育ての環境がよいから
- 5 ()気候や自然環境がよいから
- 6 ()自分に向いた仕事ができるから
- 7 ()家族と一緒に暮らせるから
- 8 ()生まれ育った土地だから
- 9 ()他県に移動するのには、大きな費用がかかるから
- 10 ()地方税が安いから
- 11 ()福祉が充実しているから
- 12 ()病院や医療施設が充実しているから
- 13 ()スーパーマーケットやデパートなどの店舗があり、生活に便利だから
- 14 ()物価が安いから
- 15 ()交通の便がよいから
- 16 ()仕事を見つけやすいから
- 17 ()その他 具体的に()

Q29 あなたのお宅の**世帯全体の2009年の税込み年間総収入**は、ボーナスを含めてどのくらいになりますか。(学生の方はご実家の収入をお答えください。)以下から最も近いものを**1つ**選び、番号に○をつけてください。

- | | |
|--------------------|--------------------|
| 1 100万円未満 | 2 100～200万円未満 |
| 3 200～400万円未満 | 4 400～600万円未満 |
| 5 600～800万円未満 | 6 800～1,000万円未満 |
| 7 1,000～1,200万円未満 | 8 1,200～1,400万円未満 |
| 9 1,400～1,600万円未満 | 10 1,600～1,800万円未満 |
| 11 1,800～2,000万円未満 | 12 2,000万円以上 |

Q34 あなたのお宅の**世帯全体が所有している住宅、土地などの資産**は、現在の評価額でどれくらいになりますか。(学生の方はご実家の住宅・土地資産についてお答えください。)当てはまるものを**1つ**選び、番号に○をつけてください。

- | | |
|-------------------|-------------------|
| 1 所有していない | 2 500万円未満 |
| 3 500～1,000万円未満 | 4 1,000～1,500万円未満 |
| 5 1,500～2,000万円未満 | 6 2,000～3,000万円未満 |
| 7 3,000～4,000万円未満 | 8 4,000～5,000万円未満 |
| 9 5,000万円～1億円未満 | 10 1億円以上 |

教育に対する高齢者の選好 —居住地選択理由を用いての実証分析—

神戸国際大学 経済学部
齊藤仁

hsaitou@kobe-kui.ac.jp

2015年度 第2回 地方分権に関する
基本問題についての調査研究会・専門
分科会 (2015.8.31)

Motivation(contd)

- Poterba(1997、1998)では、高齢者は、彼らに直接便益のない義務教育費を増額させる政策を支持しない可能性を示唆する一方、教育支出の増加を支持するいくつかの可能性を上げ、高齢化と義務教育費の関係は実証的な問題であるとしている。
- 実際に、アメリカのデータを用いて分析した、Hoxby(1998)では、1900年代始めには、高齢者比率と教育費支出は正の相関を持っていることが示されている。
- しかし、年代を経るに従い、教育費支出と高齢化は負の相関を持つことが示されている。

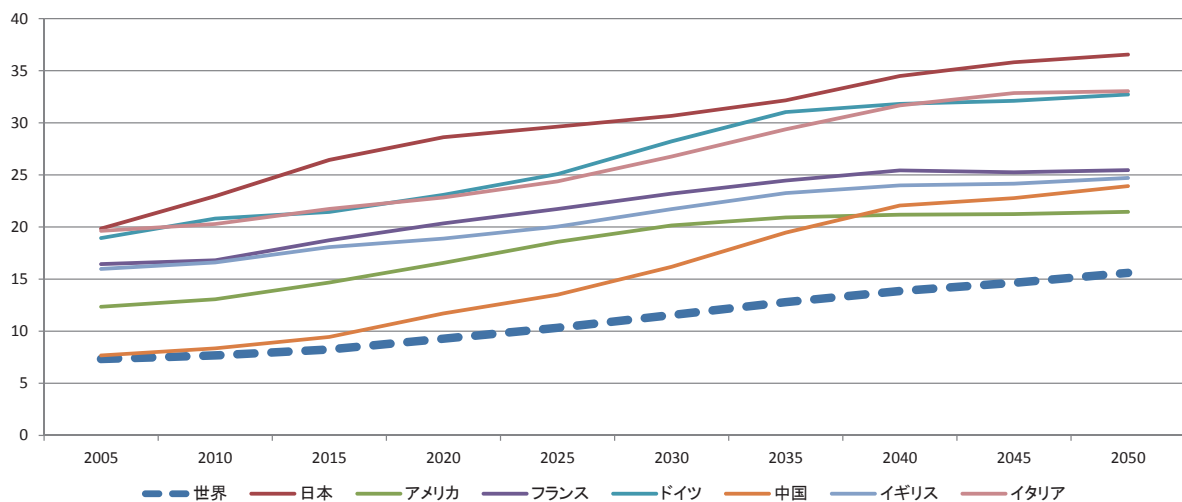
Motivation(contd)

- 現在、日本は主要7カ国の中で一番高齢化が進展しており、今後も急速に高齢化が進展していき、2050年には、65歳以上人口が約37%に達する見込みである(図1)。

3

Motivation

図1 65歳以上比率の推移(主要7カ国)



出所; United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2013).
World Population Prospects: The 2012 Revision(2015以降はMedium fertilityを使用)より

4

Motivation(contd)

- そこでこれらの議論を受けて、日本では大竹・佐野(2009)、Ohtake・Sano(2010)、井上他(2007)、齊藤(2013)で、高齢化の進展によって義務教育費がどのような影響を受けるのかの考察を行っている。
- その結果、近年の日本では高齢化が進展すると義務教育費を減らす方向に進む可能性が示唆されている。

5

Motivation(contd)

- ただ、大竹・佐野(2009)、Ohtake・Sano(2010)の推定結果では、1990年以前は義務教育費と高齢化率は正の関係にあったことが実証されている。
- そこで、大竹・佐野(2009)では、1990年代の高齢化と義務教育費の関係の変化の理由についての検証を行っている。

6

Motivation(contd)

- 大竹・佐野(2009) では、(1)家族構成の変化と(2)教育財政制度の変化によって、このような変化が生じた可能性を検討している。
- そもそも(1)家族構成の変化に関しては、Poterba(1998)の論文中で、Hoxby(1998)の研究結果において、係数の逆転が生じたのは、高齢者が家族と同居しなくなったためではと推論している。

7

Motivation(contd)

- そこで大竹・佐野(2009)では、高齢者の単身世帯の増加(世帯構成の変化)の影響と義務教育費に関する補助金制度の変更の影響についての分析が行われている。
- その結果、世帯構成の変化からは説明できないが、義務教育費の地方財政への補助制度の変更が義務教育費支出に影響を与えた可能性があることを示唆している。

8

Motivation(contd)

- しかしこれらの既存研究は、Brunner and Balsdon(2004)でも指摘されているように、高齢者の割合と義務教育費の関係から、間接的に高齢化と義務教育費の関係を明らかにしているものである。
- そこでまず、直接的に家族形態の違いによって、教育を支持するのかどうかを検証する。

9

Motivation(contd)

- さらに平成27年版「高齢者白書」によると、65歳以上の一人暮らし高齢者は、昭和55年には、高齢者人口(65歳以上)に占める割合が男性で4.3%であり、女性が11.2%であったが、平成22年では、同割合で男性11.1%、女性20.3%となっている。
- このように高齢者の1人暮らしが顕著に増えている。

10

Motivation(contd)

- 平成27年版「高齢者白書」でも指摘されているように、「一人暮らし高齢者のリスクとして指摘されている「介護」、「社会的孤立」、「貧困」に関連した不安が挙げられている」といったリスクが高齢者の一人暮らしには存在する。
- しかし、そのような時にも、子供(ないしは親族)と同居という選択をしない、または出来ないのは、下の世代とのつながりが薄い可能性などが考えられる。

11

Motivation(contd)

- そこで本稿では、居住地選択理由を用いて、高齢者世帯と単身世帯の高齢者が、教育を支持するのかどうか、またそれに対する違いが生じるのかを検証する。

12

Motivation(contd)

- しかし、直接便益を受けるような世代が同じ家計内にいない高齢者世帯であっても、Poterba(1997、1998)で議論されているように、不動産資産などを持っていると、地方政府が教育に力を入れることにより、間接的な便益を得る場合は、教育を支持する可能性が考えられる。
- 以上のように、本稿では高齢者世帯の家族形態の違いや資産状況の違いにより、高齢者の教育に対する支持、不支持の違いが生じているのかを検証する。

13

Literature

- Poterba(1997、1998)では、高齢者は、彼らに直接便益のない義務教育費を増額させる政策を支持しない可能性を示唆する一方、教育支出の増加を支持するいくつかの可能性を上げ、高齢化と義務教育費の関係は実証的な問題であるとしている。
- そもそも高齢者にとって、直接便益のない義務教育費を増額させる政策は支持されない可能性がある。

14

Literature(contd)

- 中位投票者定理によると、中位投票者が高齢化すると、彼らにとって望ましい政策の増額が支持される。
- 一方で、彼らに直接便益のない義務教育費を増額させる政策は支持されなくなる。
- しかし、Poterba (1997、1998)では高齢者が教育費支出増加を支持する場合のいくつかの可能性について議論を行っている。

15

Literature(Poterba (1997,1998))

高齢者が教育費支出増加を支持する場合

- (1) 高齢者が長期的な視点で意思決定を行う場合
- (2) 高齢者が利他的である場合
- (3) 教育費増加が高齢者に(地価上昇や犯罪率の抑制など)間接的な便益をもたらす場合

16

Literature(Ohtake・Sano(2010))

- 推定結果より、1990年以前は義務教育費と高齢化率は正の関係にあったが90年以降、義務教育費と高齢化率には負の関係にあると実証されている。
- この推定結果より、近年の日本において、高齢者にとって義務教育費の増額が便益をもたらさない、つまり高齢者は教育サービスの供給を好まないことが推察される。

17

Literature(大竹・佐野(2009))

- 1990年代の高齢化と義務教育費の関係の変化の理由についての検証を行うために、高齢者の単身世帯の増加(世帯構成の変化)の影響と義務教育費に関する補助金制度の変更の影響についての分析が行われている。
- その結果、世帯構成の変化からは説明できないが、義務教育費の地方財政への補助制度の変更が義務教育費支出に影響を与えた可能性があることを示唆している。

18

Literature(contd)

- しかしこれらの既存研究は、Brunner and Balsdon(2004)でも指摘されているように、高齢者の割合と義務教育費の関係から、間接的に高齢化と義務教育費の関係を明らかにしているものである。
- そこでBrunner and Balsdon(2004)では、(カリフォルニア州における)家計データを用い、直接的に投票者の年齢によって、個人が州レベルと学区レベルの仮想的な教育政策に賛成するかどうかの変化の検証を行っている。

19

Literature(contd)

- Brunner and Balsdon(2004)によると、年齢と共に、教育費支出政策の支持は減少するが、高齢者は、州レベルよりも、学区レベルの教育費支出政策に賛成することを明らかにしている。
- ただ、この違いが資産価値をあげることを意図した効果なのか、世代間の利他性によるものなのかは識別できていないとしている。

20

Literature(contd)

- また牛島・吉田(2009)では、東京特別区のデータを用いて、小学校教育の質が地価に影響するのかを検証しており、その結果、不動産などを保有している人は、教育レベル(教育費支出)が高いと、地価などが上昇し便益を受けることが明らかにされている。

21

Literature(contd)

- 居住地選択に関連する先行研究である Tiebout(1956)によると、居住地選択を通して、人々の選好を把握することが出来ると考えられる。
- 実際に日本住宅総合センター(2009)や山根ほか(2014)では居住地選択についての分析を行っており、その中で教育が居住地選択の理由として影響を与えることが示唆されている。

22

Literature(contd)

- 日本住宅総合センター(2009)では、日本のデータを用いての居住地選択モデルの推定を行っており、その中で、公立小学校に関連した変数が影響を与えていることを明らかにしている。
- 山根ほか(2014)では、大阪大学GCOEが2008、2009年度に実施したアンケート調査を用いて人々の居住地選択と地域特性の関係について分析を行い、「教育的環境が良いから」は、10%水準以下で32県が有意な影響を与えている。

23

Literature(contd)

- 本稿では、大阪大学GCOEが2008、2009年度に実施したアンケート調査のデータを用いて、居住地選択理由を用い、高齢者世帯の家族形態の違いや資産状況の違いにより、高齢者の教育に対する支持、不支持の違いが生じているのかを検証する。

24

仮説

- 仮説1: 平均的な高齢者世帯と単身世帯では、単身世帯の方が、より教育を支持しない。
- 仮説2: 平均的な高齢者世帯(または単身世帯)で不動産資産が多い人ほど、教育を支持する。

25

Data

- 「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2008年度と2009年度の2年分の調査を、プーリングして分析を行った。
- 用いたデータは、上記調査で2年ともアンケート項目として存在する項目を用い、アンケート番号は、2009年度の調査の番号を記載している。

26

Data(contd)

- サンプルは、アンケート回答時点で65歳以上でかつ、
- Q23「あなたが国内で他の都道府県に転居できるとしたら、転居したいですか。」との質問に対して、2の「現在のまま」を回答したサンプルのみを用いた。

27

Data(contd)

Q24 あなたが上記の○をつけた都道府県に住みたいのは、なぜですか。以下の中から重要なものを4つ選び○をつけてください。選んだ4つに、もっとも重要なものから順に1から4の順位を()に記入してください。

○印（順位）

- 1 () 現在より高い収入が得られるから
- 2 () 音楽・演劇・図書館などの施設が多く、文化的環境がよいから
- 3 () 教育的環境がよいから
- 4 () 保育所などが充実しており、子育ての環境がよいから
- 5 () 気候や自然環境がよいから
- 6 () 自分に向いた仕事ができるから
- 7 () 家族と一緒に暮らせるから
- 8 () 生まれ育った土地だから
- 9 () 他県に移動するには、大きな費用がかかるから
- 10 () 地方税が安いから
- 11 () 福祉が充実しているから
- 12 () 病院や医療施設が充実しているから
- 13 () スーパーマーケットやデパートなどの店舗があり、生活に便利だから
- 14 () 物価が安いから
- 15 () 交通の便がよいから
- 16 () 仕事を見つけやすいから
- 17 () その他 具体的に ()

Data(contd)

表1: 高齢者の中で、移住希望者の割合と現所在地希望者の割合

	回答数	割合(%)
移住希望	100	5.70
現所在地希望	1,617	92.24
無回答	36	2.05
総計	1,753	100

29

Data(contd)

表 2: 高齢者(現所在地希望者)の中で教育を居住理由として挙げた人の割合

教育を居住地選択の理由に挙げている(現所在地希望者)	回答数	割合
非選択	1,445	89.36
選択	74	4.58
無回答	98	6.06
総計	1,617	100

出所:「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2009-2010年調査より筆者作成

30

Data(contd)

表3: 高齢者の中で教育を居住理由として挙げた人の選択順位

教育を居住地選択の理由に挙げている(ランキング)(現在地希望)	回答数	割合
1位	1	0.06
2位	8	0.49
3位	24	1.48
4位	29	1.79
非該当	1,543	95.42
無回答	12	0.74
総計	1,617	100

出所:「くらしの好みと満足度についてのアンケート」2009-2010年調査より筆者作成

31

Interpretation

- 表1より、高齢者の約9割が現在居住の場所に満足をしている。
- 表2より、高齢者で、教育を居住地選択の理由として挙げた人は全体の約4.6%であった。
- また表3より、高齢者で、教育を選択した人の中で、教育を1番もしくは、2番に挙げた人が全体の約0.6%であり、3番もしくは4番に挙げた人が約3.3%である。
- よって、一部の高齢者にとって、教育は居住地選択の要因ではあるが、あまり重要度の高くない要因である可能性が考えられる。

32

Data(contd)

表4:「教育的環境がよいから」を選択した人が他に選択しているもの(複数選択可)

選択肢	YESとした人の数	ranking	平均の差の検定(10%水準で有意なもののみ記載)
現在より高い収入が得られるから	1	13	教育選択グループの方が高い
音楽・演劇・図書館などの施設が多く、文化的環境がよいから	13	7	教育選択グループの方が高い
教育的環境がよいから	\	\	\
保育所などが充実しており、子育ての環境がよいから	4	11	教育選択グループの方が高い
気候や自然環境がよいから	47	1	x
自分に向いた仕事ができるから	7	9	教育選択グループの方が低い
家族と一緒に暮らせるから	31	2	x
生まれ育った土地だから	29	3	教育選択グループの方が低い
他県に移動するには、大きな費用がかかるから	9	8	教育選択グループの方が低い
地方税が安いから	1	13	x
福祉が充実しているから	5	10	x
病院や医療施設が充実しているから	23	5	x
スーパーマーケットやデパートなどの店舗があり、生活に便利だから	23	5	教育選択グループの方が低い
物価が安いから	3	12	教育選択グループの方が低い
交通の便がよいから	25	4	教育選択グループの方が低い
仕事を見つけやすいから	1	13	x
その他	0	16	教育選択グループの方が低い ³³

Data(contd)

- 表4より、高齢者の中でも、教育を居住地選択の理由に挙げている人は、「文化環境がよい」や「子育て環境がよい」というものを、より選ぶ傾向にある。
- これは市民講座といった「社会教育」が図書館や公民館などの文化施設で主に提供されているので、社会教育を好んでいる人は、「文化環境」と「教育」の両方を選択している可能性がある。
- また若い世代への教育を好んでいる人は、「子育て環境」と「教育」の両方を選択している可能性がある。

Data(contd)

- 本稿では、高齢者の若い世代への教育に対する選好の違いで、教育を支持する要因の分析を行うのが目的である。
- ここで、文化環境を選んだ人が、社会教育を好んでいると仮定して、居住地選択で教育を理由に選んだ人と文化環境を理由に選んだ人の要因の2式を連立させて分析を行うことにより、教育でも、社会教育の要因を取り除き、高齢者の若い世代への教育を支持する要因の分析を行う。
- その際には、それぞれの関数の誤差項における相関を考慮した Bivariate Probit Model を用いる。

35

Estimate Model(Model1-1)

- 推定モデル：
- $educ_i = \alpha + \beta_1 old_i + \beta_2 asset_i + \beta_4 age_i + \beta_5 income_i + \beta_6 educback_i + \beta_7 female_i + u_i$
- $culture_i = \delta + \gamma_1 old_i + \gamma_2 asset_i + \gamma_4 age_i + \gamma_5 income_i + \gamma_6 educback_i + \gamma_7 female_i + v_i$
- ただし、 $Cov[u_i, v_i] = \rho$
- もし $\rho=0$ ならそれぞれを1本ずつ、推定すれば良い

36

Estimate Model(Model1-2)

- 推定モデル：
- $educ_i = \alpha + \beta_1 single_i + \beta_2 asset_i + \beta_4 age_i + \beta_5 income_i + \beta_6 educback_i + \beta_7 female_i + u_i$
- $culture_i = \delta + \gamma_1 single_i + \gamma_2 asset_i + \gamma_4 age_i + \gamma_5 income_i + \gamma_6 educback_i + \gamma_7 female_i + v_i$
- ただし、 $Cov[u_i, v_i] = \rho$
- もし $\rho=0$ ならそれぞれを1本ずつ、推定すれば良い

37

Estimate Model(Model2)

- 推定モデル：
 - $educ_i = \alpha + \beta_1 single_i + \beta_2 asset_i + \beta_3 (asset_i \times single_i) + \beta_4 age_i + \beta_5 income_i + \beta_6 educback_i + \beta_7 female_i + u_i$
 - $culture_i = \delta + \gamma_1 single_i + \gamma_2 asset_i + \gamma_3 (asset_i \times single_i) + \gamma_4 age_i + \gamma_5 income_i + \gamma_6 educback_i + \gamma_7 female_i + v_i$
 - ただし、 $Cov[u_i, v_i] = \rho$
 - もし $\rho=0$ ならそれぞれを1本ずつ、推定すれば良い
- 高齢者世帯modelは、高齢者世帯ダミーと高齢者世帯ダミーと不動産資産の交差項との相関係数が0.8340と高く、多重共線性を引き起こす可能性があるので、単身世帯のみの結果を示す。

38

Estimate Model(contd)

- **educ**: 教育を居住理由として選んだ(**educ=1**)。教育を居住理由として選んでいない(**educ=0**)。
- **culture**: 文化的環境を居住理由として選んだ(**culture=1**)。文化的環境を居住理由として選んでいない(**culture=0**)。
- **Old**: 高齢者のみ世帯かどうかを表す変数 高齢者のみ世帯(**old=1**)
- それ以外の世帯(**old=0**)
- **single**: 単身世帯かどうかを表す変数 単身世帯(**single=1**) 単身世帯以外(**single=0**)
- **asset**: 世帯資産(住宅、土地)の現在評価額(1から10のカテゴリー変数)。
- **Age**: 回答者の年齢
- **income**: 世帯所得(税込年間総収入)を表す変数(1から12のカテゴリー変数)
- **educback**: 学歴を表す変数(1から9のカテゴリー変数)
- **Female**: 女性ダミー 女性(**female=1**) 男性(**female=0**)
- u_i, v_i : 誤差項
- $\alpha, \beta, \delta, \gamma$: 推定されるパラメータ
- ρ : 2つの式の誤差項の相関
- 添え字 i : 個人

39

Estimate Model(contd)

- 仮説1: 平均的な高齢者世帯と単身世帯では、単身世帯の方が、より教育を支持しない。
- Model1-1の β_1 の限界効果より、Model1-2の β_1 の限界効果の方が(絶対値で)大きければ、上記の仮説が支持される。
- 仮説2: 平均的な高齢者世帯(または単身世帯)で不動産資産が多い人ほど、教育を支持する。
- Model2の β_3 がPositiveであれば、上記の仮説が支持される。

40

Data(contd)

表 5 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小	最大
教育選択ダミー	0.052	0.221	0	1
文化選択ダミー	0.107	0.309	0	1
高齢者世帯ダミー	0.602	0.490	0	1
単身世帯	0.079	0.270	0	1
単身世帯×世帯不動産資産	0.299	1.218	0	10
年齢	68.291	2.682	65	76
女性ダミー	0.480	0.500	0	1
世帯年間収入	3.847	1.698	1	12
世帯不動産資産	5.076	2.405	1	10
学歴	3.253	1.914	1	9

41

表 6推定結果

	説明変数	model 1-1 高齢者世帯のみ	model 1-2 単身世帯
educ	世帯ダミー	-0.261 ** (0.125)	-0.675 * (0.392)
	年齢	0.0376 * (0.0211)	0.0331 (0.0210)
	女性ダミー	0.135 (0.125)	0.141 (0.127)
	世帯収入	0.00487 (0.0355)	0.0108 (0.0344)
	世帯不動産資産	0.0772 *** (0.0278)	0.075 *** (0.0284)
	学歴	-0.0195 (0.0352)	-0.0228 (0.0352)
	定数項	-4.497 *** (1.461)	-4.31 *** (1.454)
		0.0995 (0.107)	0.200 (0.171)
culture	年齢	0.0129 (0.0173)	0.0144 (0.0172)
	女性ダミー	0.148 (0.102)	0.136 (0.103)
	世帯収入	-0.0298 (0.0355)	-0.0294 (0.0337)
	世帯不動産資産	0.0409 * (0.0234)	0.0431 * (0.0235)
	学歴	0.112 *** (0.0257)	0.113 *** (0.0254)
	定数項	-2.757 ** (1.217)	-2.82 ** (1.219)
	観測値数	1,246	1,246
	rho	0.206 **	0.199 **
	対数尤度	-652.4	-652.2
	chi2_c	4.791 **	4.545 **

42

表 7推定結果(限界効果)

Estimates Result(Marginal Effect)

説明変数	model 1-1		model 1-2	
	高齢者世帯のみ		単身世帯	
世帯ダミー	-0.0238 **		-0.0344 ***	
	(0.0114)		(0.00987)	
年齢	0.00289 *		0.00248	
	(0.00174)		(0.00172)	
女性ダミー	0.00911		0.00961	
	(0.0102)		(0.0102)	
世帯収入	0.000785		0.00124	
	(0.00291)		(0.00279)	
世帯不動産資産	0.00576 ***		0.00548 ***	
	(0.00222)		(0.00227)	
学歴	-0.00305		-0.00326	
	(0.00293)		(0.00285)	
chi2	1.17			

限界効果は、 $y = \text{Pr}(\text{choice_educ}=1, \text{choice_culture}=0)$ の時の限界効果を示している。
chi2はmodel1-1の世帯ダミーとmodel1-2の世帯ダミーの限界効果が等しいかの検定結果を示している。

表8推定結果

	説明変数	model2
educ	単身世帯ダミー	-1.544 ***
		(0.323)
	単身世帯ダミー×世帯不動産資産	0.152 **
		(0.0626)
	年齢	0.0330
		(0.0211)
	女性ダミー	0.140
		(0.127)
	世帯収入	0.0106
		(0.0344)
	世帯不動産資産	0.0707 **
culture		(0.0290)
	学歴	-0.0223
		(0.0353)
	定数項	-4.279 ***
		(1.454)
	単身世帯ダミー	-0.247
		(0.351)
	単身世帯ダミー×世帯不動産資産	0.103
		(0.0688)
	年齢	0.0148
		(0.0172)
	女性ダミー	0.133
		(0.103)
	世帯収入	-0.0282
		(0.0338)
	世帯不動産資産	0.0324
		(0.0244)
	学歴	0.116 ***
		(0.0255)
	定数項	-2.613 **
		(1.202)
	観測値数	1,246
	rho	0.198 **
	対数尤度	-650.7
	chi2_c	4.495 **

14

表9推定結果(限界効果)

Estimates Result(Marginal Effect)

説明変数	model2	
単身世帯ダミー	-0.0452	***
	(0.00704)	
単身世帯ダミー × 世帯不動産資産	0.0106	**
	(0.00539)	
年齢	0.00238	
	(0.00166)	
女性ダミー	0.00930	
	(0.00986)	
世帯収入	0.00117	
	(0.00269)	
世帯不動産資産	0.00509	**
	(0.00222)	
学歴	-0.00313	
	(0.00277)	

限界効果は、 $y = \Pr(\text{choice_educ}=1, \text{choice_culture}=0)$ の時の限界効果を示している。

Interpretation

- 表6と表8より、全てのモデルにおいて、教育に対して、世帯ダミーが有意に負、世帯不動産資産が有意に正の影響を与えている。
- またすべてのモデルにおいて、文化に対して、学歴が有意に正の影響を与えている。

Interpretation(contd)

- 年齢に関してはmodel 1-1の教育を被説明変数とした時のみ有意に正の影響を与えている。
- 世帯不動産資産はmodel 1-1とmodel 1-2の文化に対して有意に正の影響を与えている。
- これらの変数以外については、それぞれの被説明変数に対して、有意な影響を与えなかった。

47

Interpretation(contd)

- またすべてのモデルにおいて、2つの式の誤差項の相関を表す ρ は有意に正の影響を与えている。
- このことから、2本を連立させて推定をさせる方がいいこと、また教育を選択することと文化を選択することは独立ではなく、かつ2つの選択には正の相関がある可能性が示唆される。

48

Interpretation(contd)

- 定数項は2つの式において、有意に負であったため、(説明変数の要因を一定とすると)平均的な高齢者は、教育(と文化)を居住地選択の理由として選んでいない。

49

Interpretation(contd)

- 仮説1に関しては、それぞれの限界効果は、表7より、Model1-1の β_1 は-0.023であり、Model1-2の β_1 は-0.034であり、Model1-2の β_1 の方が(絶対値で)大きい。
- しかし、この2つの値に差があるのかの検定の結果(表7のchi2検定の結果)、統計的に有意な差ではないので、仮説は支持されなかった。
- 仮説2に関しては、Model2の β_3 が有意に正であったので、仮説が支持された。

50

Conclusions

- 高齢化の進展している日本において、高齢者が教育サービスについてどのような選好を持っているのかを把握することが重要である。
- そこで居住地選択理由を通して、高齢者家族形態の違いと資産状況の違いにより、教育に対する選好の違いを検証した。

51

Conclusions(contd)

- 分析の結果、Poterba(1998)や大竹・佐野(2009)で推論されているように、高齢者が家族と同居しなくなったため、教育を支持しなくなる可能性が本稿の分析結果より、示唆される。
- しかし、不動産資産をよりもつと、教育により間接的な便益を得ることが出来、教育を支持する可能性が示唆される。

52

Reference

- Brunner Eric and Ed Balsdon(2004)“Intergenerational Conflict and the Political Economy of School Spending” *Journal of Urban Economics* 56 pp.369-388
- Fumio Ohtake and Shinpei Sano (2010),” The Effects of Demographic Change on Public Education in Japan.” NBER Book Series *The Demographic Transition in the Pacific Rim, NBER-EASE*, Vol. 19, Takatoshi Ito and Andrew Rose , editors
- Poterba, James (1997) “Demographic Structure and the Political Economy of Public Education” *Journal of Policy Analysis and Management* Vol. 16 No. 1 pp. 48-66.

53

Reference

- Poterba, James (1998) “Demographic Change, Intergenerational Linkage, and Public Education” *American Economic Review* 88 (2) pp. 315-320.
- Tiebout,C.A. (1956),”A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy* ,Vol.64,pp416-424
- 牛島光一・吉田あつし(2009)「小学校における教育の質は地価に影響を与えるか？—東京都特別区の地価データを用いた検証—」『応用地域学研究』第14号
- 大竹文雄、佐野晋平(2009)「人口高齢化と義務教育費支出」『大阪大学経済学』第59巻第3号、pp.106-130
- 日本住宅総合センター(2009)『東京都区部における居住地選択要因の経済分析』(日本住宅総合センター調査研究レポート, No. 08296)
- 山根智沙子・山根承子・筒井義郎(2014),“日本人はどんな県に住みたいのか?: 人々の居住地選択と地域の特性” *Osaka university, Discussion Papers In Economics And Business* 14-34

54

高齢化による基準財政需要額の変化 —都道府県データを用いた将来推計試算—

菅原宏太

京都産業大学経済学部

1. はじめに

本稿の目的は、国立社会保障人口問題研究所（以下、社人研）による将来人口推計の数値を用いて、人口および年齢構成の変化により基準財政需要額がどのように変化するかを推計することである。なかでも、いわゆる U 字形状と認識されている 1 人あたり基準財政需要額と人口の関係が、どのように変化するかを検証する。しかしながら、この U 字形状とは、基準財政需要額の算定過程において人為的に作り出されているものだといえる。そのため、将来推計を行うにあたっては、今日までの算定過程の政策的な背景をどのように将来に反映させるかという点が問題となる。このような問題点はあるものの、ある程度予測可能な人口および年齢構造の変化に対してどのような制度を設計すべきかを考える上で、基準財政需要額の将来推計を行うことには意味があろう。

そこで、本稿では次の二種類の考え方に基づいた将来推計を試みる。第 1 は、クロスセクションデータを用いたパラメータ推定に基づく将来推計である。そもそも、1 人あたり基準財政需要額と人口の関係が U 字形状となるのは、人口の自然対数値で代理した行政サービス量とその 1 単位あたり基準財政需要額との関係がミクロ経済学でいう短期平均総費用曲線として表現できるということを意味している¹。基準財政需要額の算定方法は、まずその年の社会経済条件を鑑みて標準団体の単位費用を決め、次に地域差を考慮するために様々な補正係数によって補正していくという手続きが取られる。算定方法がこのような特

¹ 関連する分野の初期の研究である中井（1986, 1988）や貝塚ほか（1986）では、このような考え方である。

徴を持つため、都道府県や市町村のクロスセクションデータを用いて短期の総費用関数や平均総費用関数をイメージした推定を行うことには一定の妥当性がある。つまり、同業種の企業のクロスセクションデータを用いた推定とは性質が異なり、同じ年度であれば人口以外の地域特性がコントロールされた下での基本的な費用構造は地方公共団体間で同じだと考えることができよう。

この第 1 の推計方法では、各年度のクロスセクション推定から得られたパラメータ推定量について時系列方向のデータ形成過程を VAR 推定する。これによって各パラメータの将来値を延長推計し、それに社人研の人口推計を当てはめることで基準財政需要額の将来推計値を導出する。得られるパラメータ推定量は、測定単位や補正係数による調整の結果を表していると考えられ、それが毎年度異なるというのは毎年度地方財政計画が策定されそれに基づいて基準財政需要額の算定が行われるという政策プロセスを捉えていると考えられよう。ただし、あくまで短期の費用曲線を繋いでそれらを捉えようとしているだけであり、算定の底流にあると考えられる長期の政策的背景は捉えきれていないかもしれない。

そこで、第 2 の推計方法として、パネル推定に基づく将来推計を行う。本稿では、1970 年度から 2015 年度までの都道府県データを用いる。これにより、毎年度の細かな調整過程は捨象することになるが、46 年間の長期の費用関数を捉えることができる。また、標準団体の単位費用の年次変化は時間効果項で、人口以外の説明変数だけではコントロールしきれない地域特性をクロスセクション固定効果項で処理することができる。しかしながら注意すべきは、短期の費用関数が 3 次関数(したがって平均費用曲線は U 字形状の 2 次関数)だとしても、このパネル推定がイメージする長期の費用関数が何次関数かは定かではないという点である²。

以上のことを簡単な定式化によって整理しておこう。まず、基準財政需要額の算定の背後には、ミクロ経済学の一般的な教科書で描かれているように、少なくとも 1 つの生産要素についてその水準が小さな局面では規模の経済性が働き、ある水準を超えると混雑効果が表れてくる行政サービス生産関数が想定されている。すなわち、

$$y = f(x_1, x_2), \quad \partial f / \partial x_i = f_i > 0, i = 1, 2$$

$$\text{at least } f_{11} > 0 \text{ if } x_1 \in [0, \hat{x}_1], \text{ and } f_{11} < 0 \text{ if } x_1 \in (\hat{x}_1, \infty],$$

ただし、 y は行政サービス量、 x_i は生産要素、 $\hat{x}_1$ は上述の生産技術の閾値を表す。加えて、

² 例えば、湯之上ほか (2012) や広田・湯之上 (2015) では、単位当たり基準財政需要が U 字形状 (2 次関数) ではなく 3 次関数である可能性を指摘している。

基準財政需要額算定の背後に費用最小化が踏まえているとすると、限界生産力と要素価格が等しくなるように要素投入量が決められ、費用関数としての基準財政需要額関数が規定される。ここで、要素 x_2 の水準は長期的にしか変更できないとすると、短期費用関数は、

$$C^S(y, p_1, Z) = p_1 x_1(y, p_1) + Z,$$

長期費用関数は、

$$C^L(y, p_1, p_2) = p_1 x_1(y, p_1, p_2) + p_2 x_2(y, p_1, p_2)$$

とそれぞれ定義できる。ここで、 p_i ($i=1,2$) は要素価格、 Z は短期における固定費用である。

これらの費用関数を、先行研究で用いられる U 字形状の推定式に特定化するためには、まず行政サービス量 y についてそれを享受する地域住民数 n で代理し、その自然対数値を用いたテイラー展開によって 3 次近似シトランスログ型費用関数として費用関数を定式化する必要がある³。この手順に則り、短期費用関数は、

$$\ln C^S = \beta_0 + \beta_1 (\ln n)^3 + \beta_2 (\ln n)^2 + \beta_3 \ln n \quad (1)$$

と表すことができる。ただし、通常のトランスログ型費用関数に見られる要素価格に関連する項は上式の β_0 に含まれてしまっている⁴。(1) 式の両辺を $\ln n$ で割れば以下を得る。

$$\ln C^S / \ln n = \beta_0 / \ln n + \beta_1 (\ln n)^2 + \beta_2 \ln n + \beta_3 \quad (2)$$

先の短期費用関数において 3 次近似されたのは、要素投入量関数 $x_1(y, p_1)$ の部分であるといえる。したがって、長期費用関数も同様の手続きを踏むことでパラメータ推定式を特定化できる。しかしながら、 $x_2(y, p_1, p_2)$ について 3 次近似することが適切かどうかは判断できない。それへの対処法としては、一つは 3 次以下での近似の可能性を仮定して長期費用関数としても (1), (2) 式で推定する方法、もう一つはその仮定を緩め 3 次式には囚われずに統計的な説明力が高い定式化を探す方法が考えられる。

以上の手続きに基づいて、次節にて過去の状況を概観した後、第 3 節ではクロスセクション推定による将来推計を行う。続いて第 4 節ではパネル推定による将来推計を行う。これらから得られた結果について第 5 節でまとめる。

³ 通常のトランスログ型費用関数は、生産関数について 2 階微分可能までしか考えないため、2 次近似によって 2 次項まで求めるのが一般的である。例えば、Greene (2012) を参照のこと。

⁴ 将来の値が入手不可能なため本稿では (1) 式に基づいた推定を行うが、他の目的を持つ研究においては賃金率（地方公務員の平均月給）などを要素価格として利用し、より精度の高い特定化を行った方が良好だろう。

2. 過去の状況から見るの変化

まず、1970 年度から 10 年間隔（1980, 1990, 2000, 2010）の都道府県データを用いて、図によって視覚的に確認してみよう。

図 2-1、図 2-2 は、(1) (2) 式を厳密に描いたものではないが、およそその変化を掴むことができる。まず、(1) 式に対応した基準財政需要額関数を描いた図 2-1 からは、次のことが分かる。第 1 に 70→80 年度では、3 次関数の形状がより顕著になってきたと言える。つまり、基準財政需要額算定において規模の経済性と混雑効果がより強く反映されるようになったと考えられる。また、全体的に大きなシフト幅が確認できることから、全体的に財政需要が大きく見積もられるようになってきたといえる。第 2 に 80→90 年度では、小規模な県でのシフト幅が大きい。ここから、規模の経済性がより強く考慮されるような算定体系に変わってきたと考えられる。この結果として、地方交付税の都道府県間配分が再分配的性質を強めてきたのではないかと考えられる。第 3 に、90→2000→2010 年度の変化としては、形状は大きくは変化せず、需要額の増加も 2000 年度がピークだったような印象を受ける状況である。

図 2-2 は、(2) 式に対応した単位当たり基準財政需要額関数を描いたものである。これらからも上述のことがうかがえる。すなわち、70→80 年度では、曲線が大きく上方シフトするとともに U 字形状がよりはっきりとしてきている。80→90 年度では、小規模な県の単位当たり基準財政需要額がより大きく増加している。最後に 90→2010 年度の間では、形状の変化は大きくなく、また 2000 年度をピークして曲線の下方シフトが見られる。図 2 において、大きめのプロットと数字で表した点は、図に描かれた関数式から逆算した最小費用規模（U 字の底）である。1970 年度の 14.71 は実数化すると約 245 万人である。一方、2010 年度の 15.78 は同様にすると約 713 万人となる。つまり、それだけこの 46 年間の間に規模の経済性が強調された算定構造に変化してきたといえよう。その結果、最少費用規模を超える規模の団体は東京都しかなく、U 字形状は事実上右下がりの曲線になってしまっているといえよう。

図 2-1. 基準財政需要額関数の変化

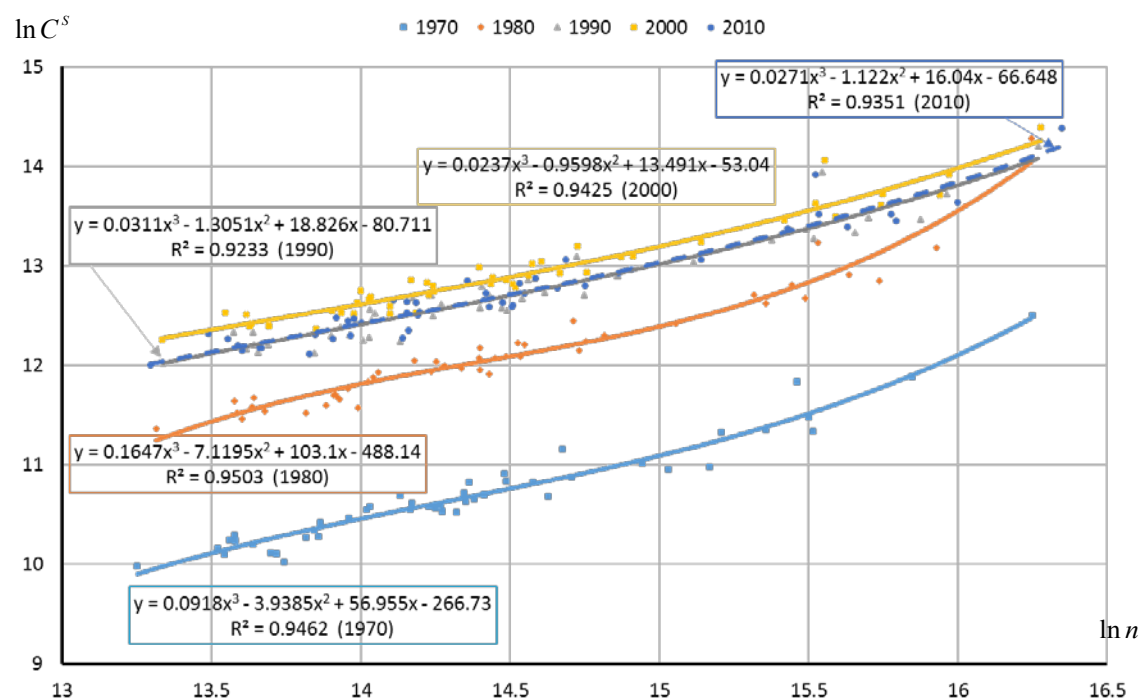
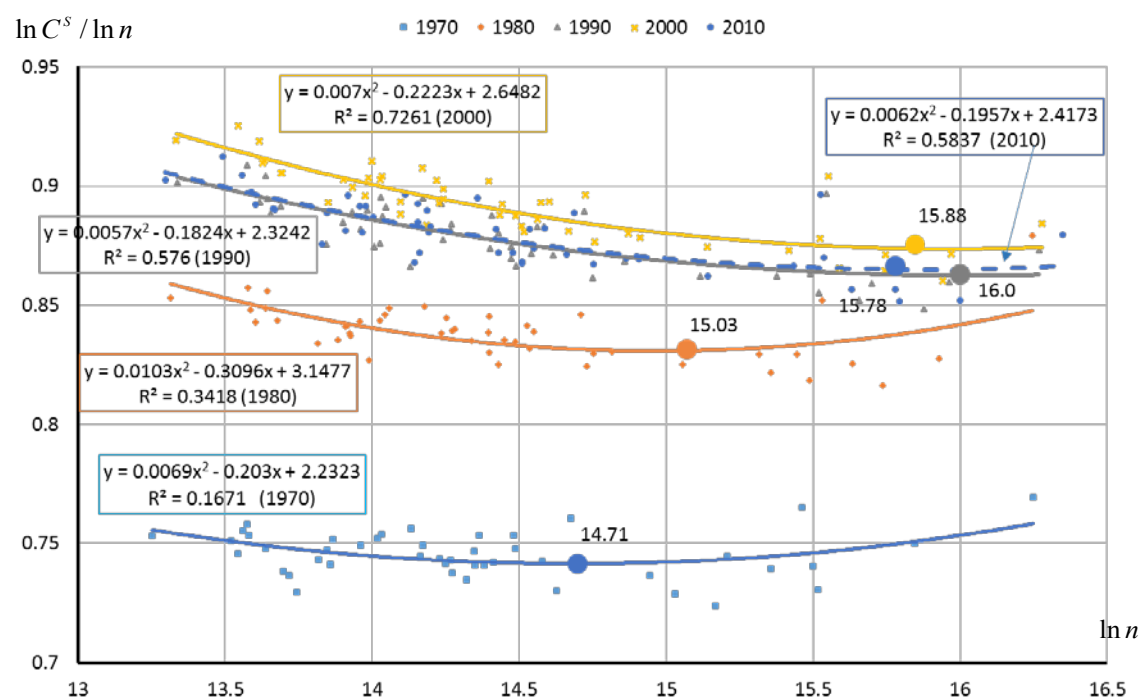


図 2-2. 単位あたり基準財政需要額関数の変化



より正確さを期すために、表 2-1 では上の各年度における (1) 式のクロスセクション推定の結果をまとめた。ここでは人口以外に面積、高齢化率、年少人口比率を説明変数とした推定を行っている。併せて最新の 2015 年度のデータによる結果も含めている。これによると、図 2-1、図 2-2 の追認であるが、人口に関連する項の係数の値が最近になるにつれて小さくなってきている、すなわち、短期費用関数として捉えた基準財政需要額がもはや 3 次関数ではなくなっていると考えられる。

なぜこのように変化したかの一つの解釈としては、基準財政需要額の構成比の変化が考えられる。図 2-3 は、1970 年度から 2015 年度の地方財政計画における経費の推移を見たものである。これによると、1990 年代後半まで最も大きな額を占めていた投資的経費が、2000 年代に入るあたりから減少の一途を辿っている。投資的経費とは公共施設建設の経費であるから、これが多かった時代には規模の経済性（場合によっては混雑効果も）が働きやすかったと考えられる。また、人的行政サービスの経費と考えることのできる給与関係経費も 1990 年代後半以降伸びが止まり減少傾向である。人的サービスについても規模の経済性が期待できる部分がある。特に、これらが大きく拡大した 1970→80 年度に図 2-1 で示したように費用関数の 3 次関数化がよりはっきりしたのは、こういった性質をもつ項目が基準財政需要額の中でも大きい割合を占めていたことと無関係ではないだろう。

一方、それらに代わって、2000 年代以降に最大の経費となったのが一般行政経費である。この中の多くは各種の社会保障給付からなる扶助費であると思われる。社会保障給付は、基本的には受給者数に対して 1 次関数であると考えられる。このような性質を持つ需要項目が基準財政需要額の中でも大きくなってくると、短期費用関数全体も 1 次関数に形状が近づいてくると考えられる。

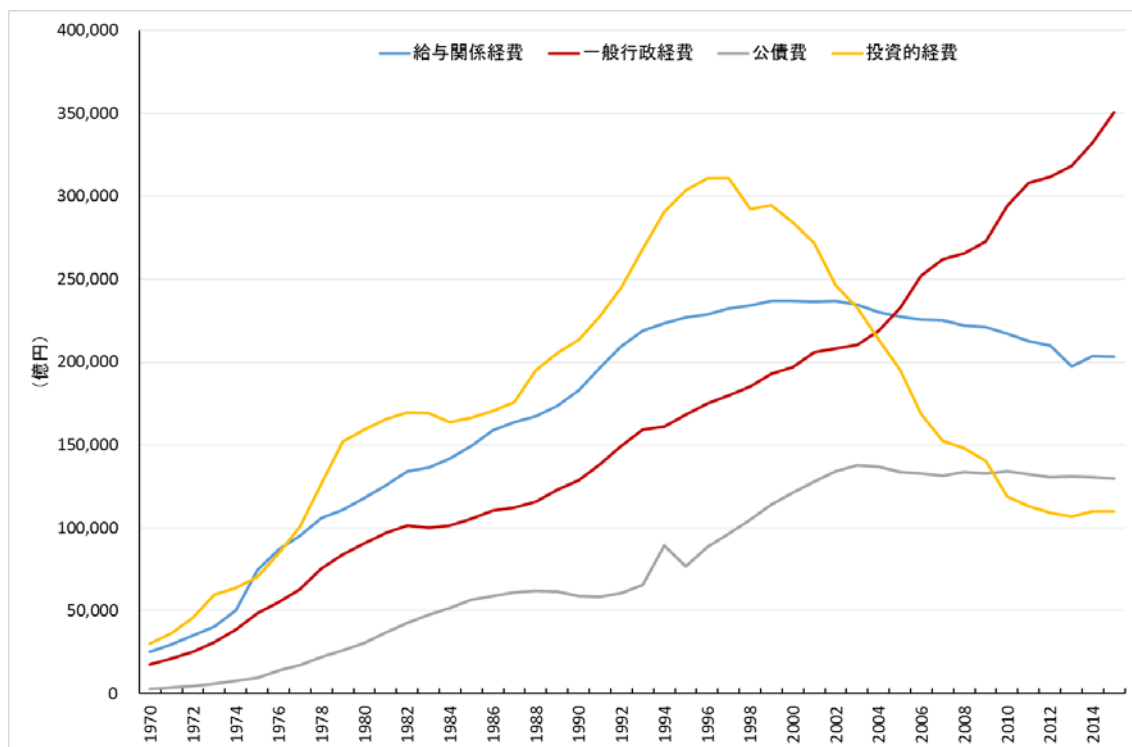
社会保障給付の増大は、人口の高齢化に起因しているといえよう。短期費用関数の 1 次関数化は、究極的には平均費用曲線のフラット化をもたらすことになる。したがって、本節の視覚的な考察からは、単位当たり基準財政需要関数の U 字形状はフラット化していくのではないかというのが一つの予想である。しかしながら、日本創成会議（2014）のように、将来的に進行するのは都市圏への更なる人口集中と都市圏における急激な高齢化だとの指摘もある。それを踏まえると、人口の都市圏集中と地方圏における高齢化の進行という今までの状況とは異なる現象が U 字形状の変化に見られるかもしれない。

表 2-1. 基準財政需要額関数の推定結果⁵

	1970			1980			1990		
	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
ln人口 ³	0.106	6.282 ***		0.199	4.612 ***		0.098	7.642 ***	
ln人口 ²	-4.448	-5.980 ***		-8.542	-4.526 ***		-4.112	-7.315 ***	
ln人口	62.863	5.758 ***		122.535	4.464 ***		58.160	7.079 ***	
ln面積	0.136	7.450 ***		0.160	8.597 ***		0.180	11.804 ***	
高齢化率	3.940	3.804 ***		3.667	2.558 **		3.930	5.631 ***	
年少人口比率	2.003	3.438 ***		0.507	0.309		3.328	4.848 ***	
定数項	-290.397	-5.455 ***		-578.230	-4.342 ***		-266.911	-6.675 ***	
adjR ²	0.984			0.983			0.989		
S.E.of regression	0.066			0.072			0.051		
	2000			2010			2015		
	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
ln人口 ³	0.085	5.848 ***		0.091	2.929 ***		0.054	3.219 ***	
ln人口 ²	-3.576	-5.644 ***		-3.864	-2.829 ***		-2.214	-2.996 ***	
ln人口	50.577	5.508 ***		54.865	2.761 ***		30.534	2.834 ***	
ln面積	0.149	7.696 ***		0.178	6.259 ***		0.162	8.459 ***	
高齢化率	2.643	6.144 ***		2.229	2.118 **		1.849	2.311 **	
年少人口比率	3.276	3.314 ***		4.110	1.347		4.914	2.689 **	
定数項	-230.376	-5.189 ***		-252.145	-2.618 **		-132.530	-2.525 **	
adjR ²	0.992			0.974			0.987		
S.E.of regression	0.044			0.087			0.062		

⁵ 標準誤差の推定には White の不均一分散一致推定量を用いている。また、表中の***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を満たすことを示す（以降同様）。

図 2-3. 地方財政計画の経費の推移



3. クロスセクション推定による将来推計

本節では(1)式で示した短期費用関数と想定した基準財政需要関数の推定に基づいて将来推計を行う。第1節でも述べたとおり、この推計方法では、各年度のクロスセクション推定から得られたパラメータ推定量について時系列方向のデータ形成過程をVAR推定する。これによって各パラメータの将来値を延長推計し、それに社人研の人口推計を当てはめることで基準財政需要額の将来推計値を導出する。

第2節の表2-1で既に用いているが推定式は次のとおりである。

$$\ln D_i = \beta_0 + \beta_1 (\ln n_i)^3 + \beta_2 (\ln n_i)^2 + \beta_3 \ln n_i + \alpha_k \mathbf{X}_{k,i} + u_i \quad (3)$$

ここで、 $\ln D_i$ は基準財政需要額、 $\ln n_i$ は人口、 $\mathbf{X}_{k,i}$ は人口以外の説明変数ベクトルであるが、具体的には面積(対数)、高齢化率、年少人口比率である。これらについては、将来の値も入手できるため説明変数に加えることにした⁶。1970年度から2015年度までの各年度のクロスセクション推定を行い、パラメータ推定量を得た。

⁶ 面積は将来一定として用いることにする。

図 3-1. パラメータ推定量の変化 (β_1 , β_2)

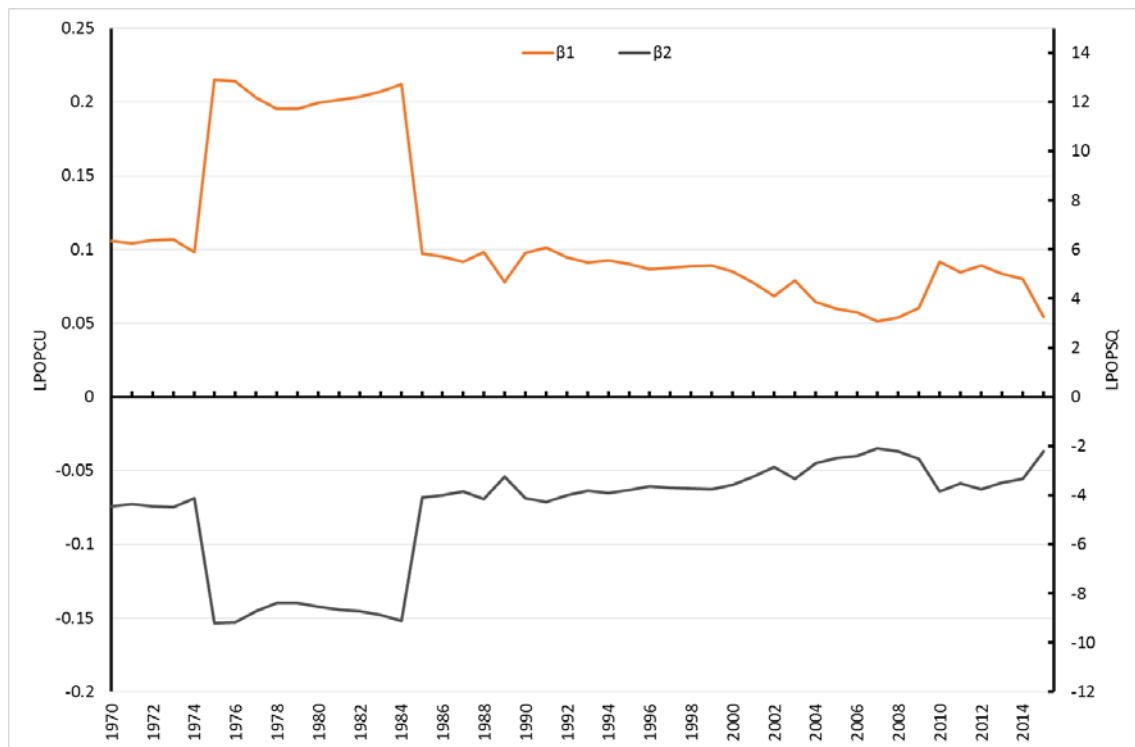


図 3-2. パラメータ推定量の変化 (β_3 , β_0)

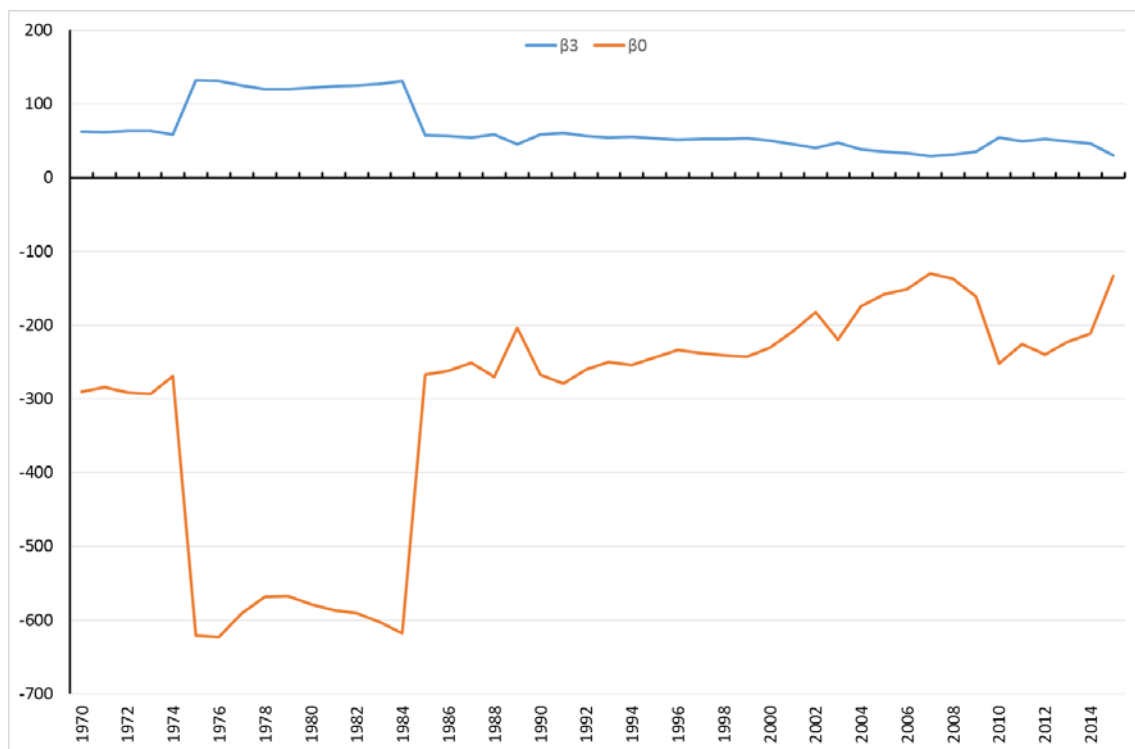


図 3-3. パラメータ推定量の変化 (α_1 , α_2 , α_3)

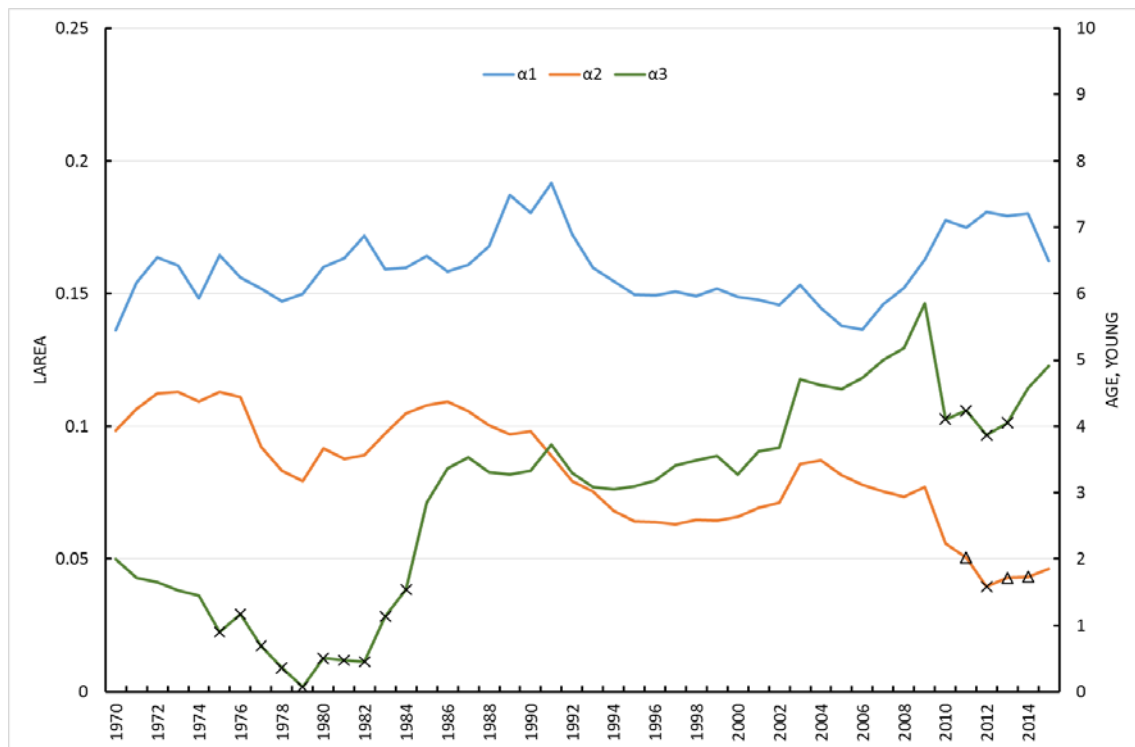


図 3-3. において一部に×および△のマークが見られるが、これらはそれぞれ 10%の有意水準を満たせなかったケースおよび 10%水準で有意だったケースである。

特徴的な点は、1975 年度から 1984 年度の間、人口に関するパラメータが異様な変化をしていることである。これらの要因をはっきりと特定化することはできないが、74 年度から 75 年度の変化については、給与関係経費の急増が挙げられるかもしれない。図 2-3 で見た地方財政計画上での変化では、1975 年度の給与関係経費の対前年増加率は 48.8%となっている。しかしながら、84 年度から 85 年度の変化については不明である。しかしながら、これだけ大きな変化が確認される背景には、基準財政需要額の算定構造に大きな変化があったと考えられる。これが何だったのかは今後の課題としたい。

これらについて、単位根検定によってデータ作成過程を確認した。これらの検定に用いたのは 1985 から 2015 年度のパラメータ推定量である。なぜなら、上述の 1975 年度から 1984 年度の異様な変化のため、1970 年度からのものを用いてしまうと、すべてのパラメータが非定常系列になってしまったためである。

表 3-1. 単位根検定

ADF (level)	β_1	β_2	β_3	β_0	α_1	α_2	α_3
Test stat. (Prob.)	-9.170 (0.000)	-9.265 (0.000)	-9.389 (0.000)	-9.551 (0.000)	-0.089 (0.645)	-6.049 (0.000)	-2.791 (0.071)
Intercept	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	No
ADF (1st diff.)	β_1	β_2	β_3	β_0	α_1	α_2	α_3
Test stat. (Prob.)	-	-	-	-	-4.550 (0.000)	-	-
Intercept	-	-	-	-	No	-	-
Trend	-	-	-	-	No	-	-

単位根検定の結果、面積にかかる α_1 のみ非定常となったため、階差を用いた VAR 推定を行うことにする。それ以外については、 $\beta_{0\sim 3}$ は人口に関連するパラメータということで、構造 VAR モデル推定を行う。 α_2 と α_3 については 1 変数の VAR モデル推定を行う。すなわち、 $\beta_{0\sim 3}$ については、

$$\begin{cases} \beta_{1,t} = \delta_1 \beta_{1,t-1} + \delta_2 \beta_{2,t-1} + \delta_3 \beta_{3,t-1} + \delta_4 \beta_{0,t-1} + \eta_{1,t} \\ \beta_{2,t} = \delta_1 \beta_{1,t-1} + \delta_2 \beta_{2,t-1} + \delta_3 \beta_{3,t-1} + \delta_4 \beta_{0,t-1} + \eta_{2,t} \\ \beta_{3,t} = \delta_1 \beta_{1,t-1} + \delta_2 \beta_{2,t-1} + \delta_3 \beta_{3,t-1} + \delta_4 \beta_{0,t-1} + \eta_{3,t} \\ \beta_{4,t} = \delta_1 \beta_{1,t-1} + \delta_2 \beta_{2,t-1} + \delta_3 \beta_{3,t-1} + \delta_4 \beta_{0,t-1} + \eta_{4,t} \end{cases}$$

α については、

$$\alpha_{k,t} = \theta \alpha_{k,t-1} + \varepsilon_{k,t}$$

表 3-2. VAR 推定結果

(t-stat / S.E.)	$\beta_{1,t}$	$\beta_{2,t}$	$\beta_{3,t}$	$\beta_{0,t}$	(t-stat / S.E.)	$\alpha_{1,t}$	$\alpha_{2,t}$	$\alpha_{3,t}$
$\beta_{1,t-1}$	-148.19 (-1.714)	6415.55 (1.687)	-91420.0 (-1.657)	431638.1 (1.624)	$\alpha_{k,t-1}$	0.755 (7.223)	-0.689 (-4.767)	0.725 (7.350)
$\beta_{2,t-1}$	-7.703 (-1.774)	330.04 (1.740)	-4687.01 (-1.703)	22110.28 (1.668)	$\sum_h \alpha_{k,t-h}$	-	Yes (h=6)	Yes (h=7)
$\beta_{3,t-1}$	-0.346 (-1.722)	14.749 (1.681)	-208.545 (-1.638)	984.658 (1.606)	$\Delta \alpha_{k,t-h}$	0.389 (2.068) (h=2)	-	-
$\beta_{0,t-1}$	-0.011 (-1.200)	0.445 (1.158)	-6.235 (-1.118)	29.717 (1.106)	C	0.039 (2.341)	1.797 (3.438)	1.148 (3.012)
C	0.313 (1.975)	-13.375 (-1.931)	190.385 (1.894)	-897.354 (-1.854)	Trend	-	-0.023 (-2.834)	-
Trend	-0.0012 (-3.158)	0.054 (3.146)	-0.784 (-3.146)	3.782 (3.151)	Adj R ²	0.735 (0.008)	0.944 (0.209)	0.651 (0.454)
Adj R ²	0.608 (0.010)	0.599 (0.450)	0.591 (6.534)	0.585 (31.471)	Obs.	31	31	31
Det.res. covariance	5.42e-15							
Obs.	31							

表 3-2 において、修正済み決定係数の下のカッコ内のみはモデル式全体の標準誤差であ

る。VAR 推定の結果はおおむね良好であるので、このモデルを用いて以下、将来推計した。

図 3-5. パラメータの将来推計 (β_1 , β_2)

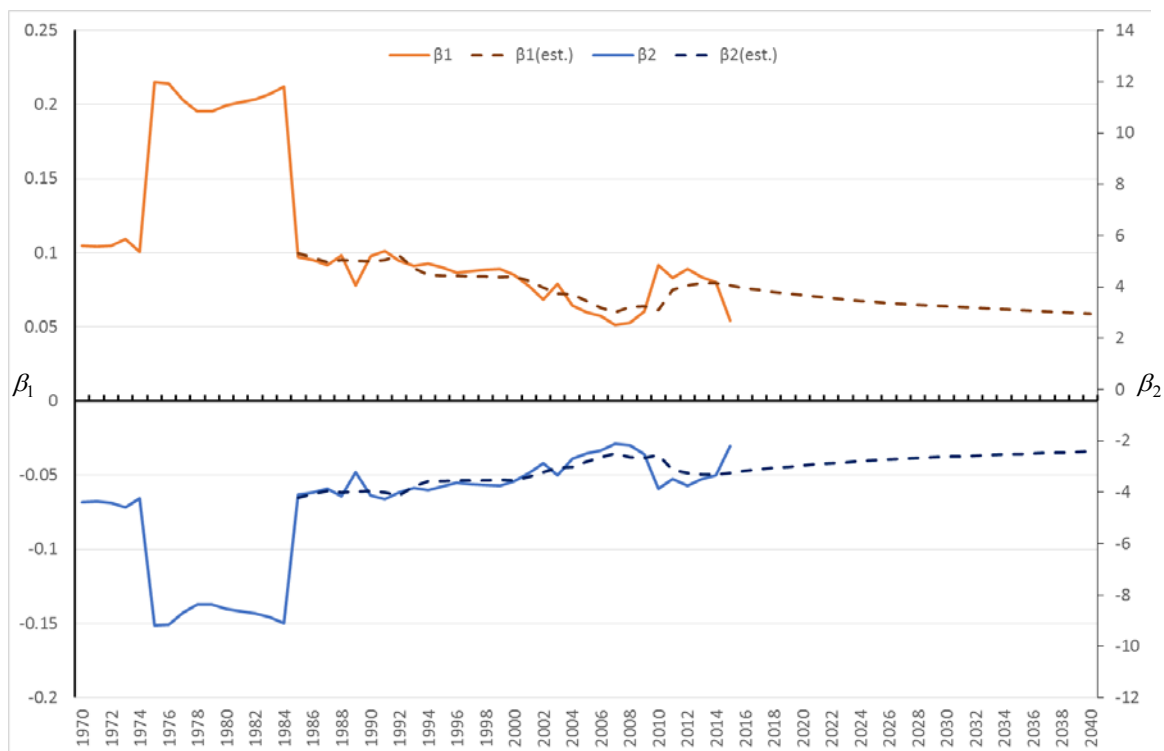


図 3-6. パラメータの将来推計 (β_3 , β_0)

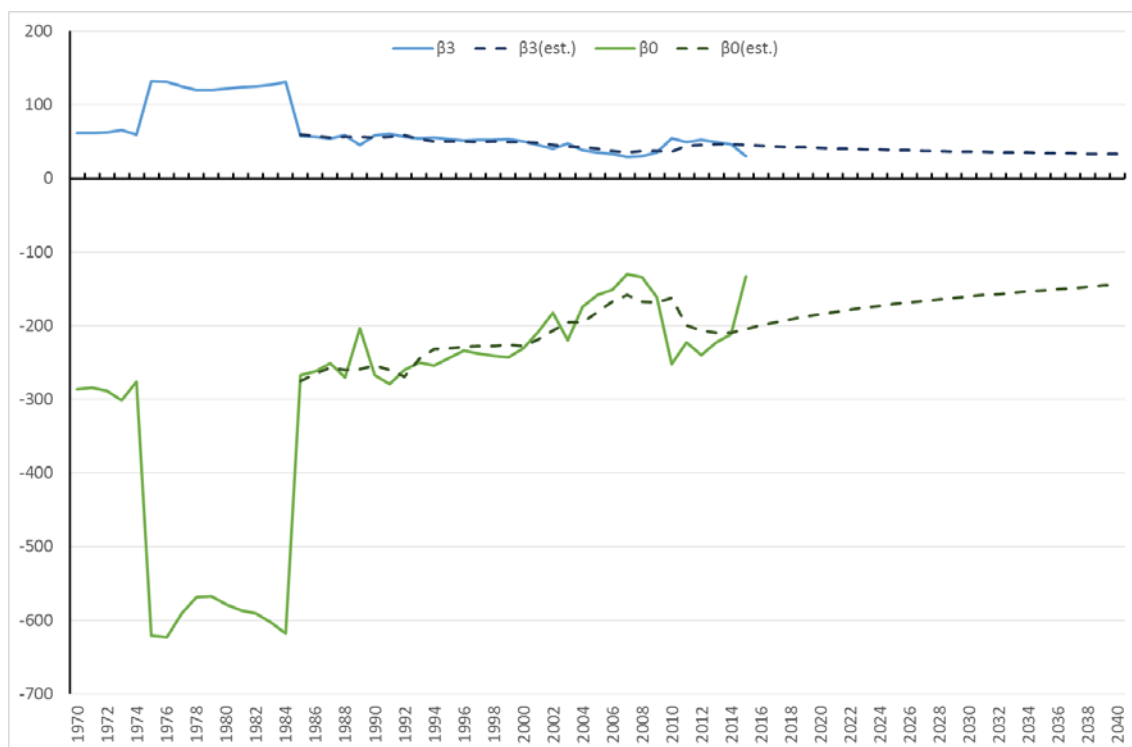
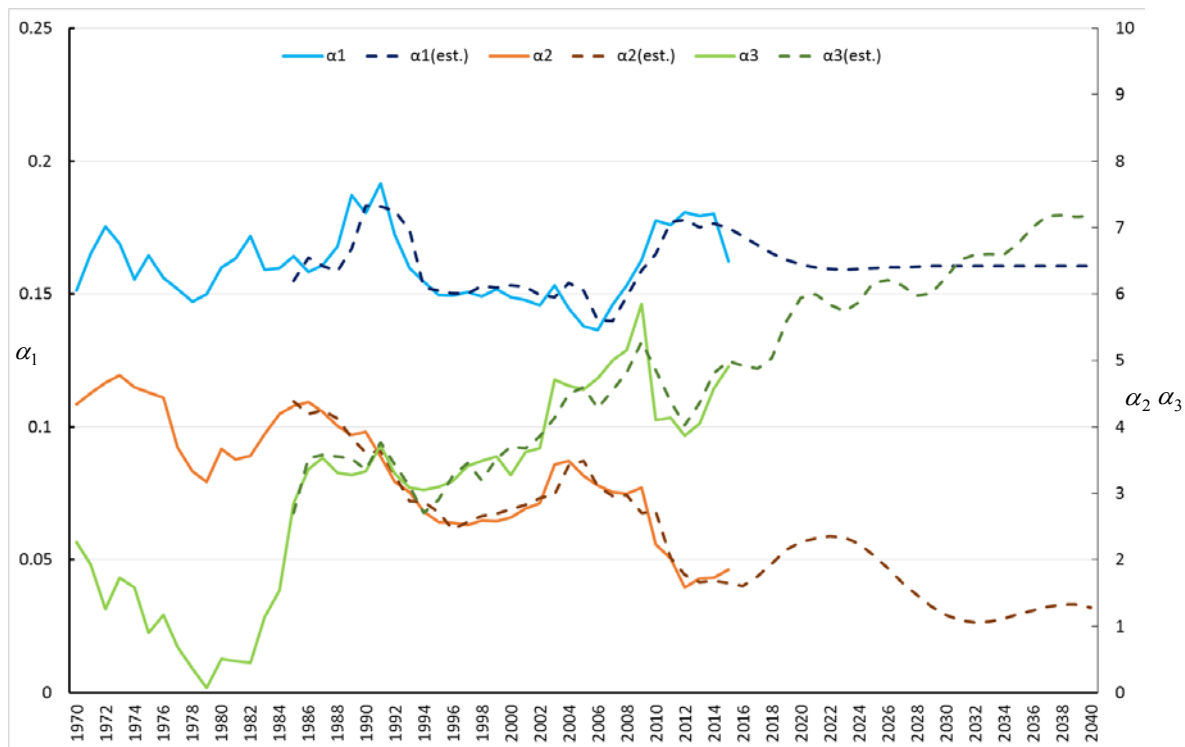


図 3-7. パラメータの将来推計 (α_1 , α_2 , α_3)



人口に関連するパラメータ $\beta_{0\sim3}$ は、第 2 節での予想のとおり、0 への収束が見られる。推計値では、 β_1 , β_2 , β_3 , β_0 はそれぞれ 2015 年度では、0.078, -3.240, 45.410, -204.239 だったものが、2040 年度には 0.059, -2.414, 33.226, -144.021 となる。一方で、高齢化率と年少人口比率のパラメータ (α_2 , α_3) の推計値は、過去の傾向から不安定な動きとなる。5 年毎の具体的な数値は表 3-3 のとおりである。

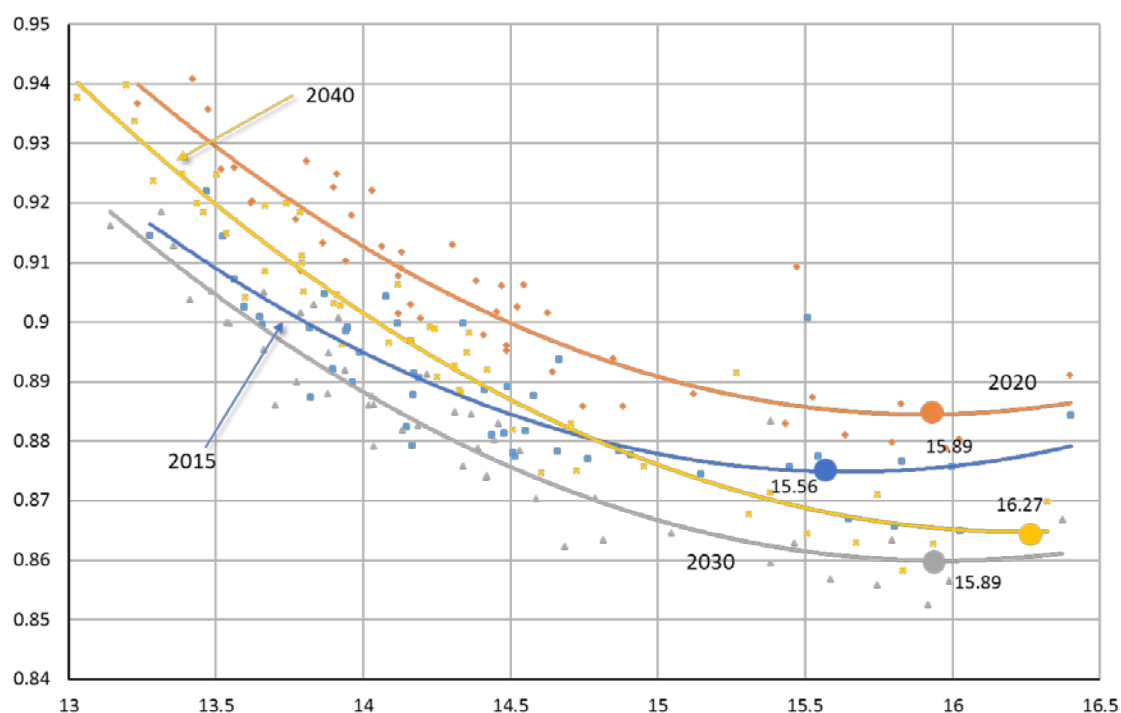
表 3-3. パラメータの将来推計値

	2015	2020	2025
$\ln人口^3$	0.078	0.071	0.067
$\ln人口^2$	-3.240	-2.956	-2.762
$\ln人口$	45.410	41.318	38.484
$\ln面積$	0.175	0.161	0.160
高齢化率	1.651	2.268	2.073
年少人口比率	4.988	5.937	6.166
定数項	-204.239	-184.498	-170.673
	2030	2035	2040
$\ln人口^3$	0.064	0.061	0.059
$\ln人口^2$	-2.623	-2.514	-2.414
$\ln人口$	36.417	34.753	33.226
$\ln面積$	0.161	0.161	0.161
高齢化率	1.174	1.178	1.285
年少人口比率	6.247	6.756	7.175
定数項	-160.356	-151.876	-144.021

これらと説明変数の将来推計値を（3）式に代入することで、基準財政需要額の将来推計が得られる。これを人口（対数）で割ることで単位当たり基準財政需要額を得て、U 字形状について描くと図 3-8 のようになる。

まず、2015 から 2020 年度の変化は、経年的なものではないかもしれない。表 3-3 にもあるとおり、2020 年は高齢化率の将来推計パラメータが急に大きくなっていることがわかる。更に言えば、図 3-7 にあるように、この高齢化率のパラメータは実績値でみて周期的な変化をしてきている。これを踏まえての将来推計となっているため、2020 年度あたりではパラメータが高くなる周期となっている。このパラメータの変化が周期的であるということは、基準財政需要算定において高齢化の程度が時にはより考慮され別の時には考慮されないという非常に政策的な操作が感じられる。2015 から 2020 年度の変化は、将来においても基準財政需要算定における高齢化率の扱いを従来のように変更したりすると、対象となる高齢者の数が多くなっているため基準財政需要を大きく押し上げてしまう可能性を示唆していると考えられる。

図 3-8. 将来の U 字形状



一方、2015、2020 年度と比べると、2030、2040 年度の U 字形状はむしろより急な勾配を持つ形に変化し、規模の経済性がより強調される形状になっていくようである。第 1 節で述べたように、クロスセクション推定から得られたパラメータ推定量は、測定単位や補正係数による調整の結果を表していると考えられ、それが毎年度異なるというのは毎年度地方財政計画が策定されそれに基づいて基準財政需要額の算定が行われるという政策プロセスを捉えていると考えられよう。ここでの将来推計は、そういった過去の政策プロセスの傾向からパラメータの将来推計値を導出し、将来の基準財政需要額を推計している。

第 2 節で言及したように地方交付税の再分配機能をより強めるという政策的背景をもって基準財政需要額の調整は行われてきたようである。それが将来にも受け継がれると、図 3-8 のように将来の U 字形状はより急勾配なものとなるといえよう。

4. パネル推定による将来推計

次に、1970 年度から 2015 年度までの都道府県データを用いたパネル推定による将来推計を試みる。パネル推定では、毎年度の細かな調整過程は捨象し、46 年間の長期費用関数を捉えることになる。また、標準団体の単位費用の年次変化は時間効果項で、人口以外の説明変数だけではコントロールしきれない地域特性をクロスセクション固定効果項で処理

することができる。第 1 節でも述べたとおり、このパネル推定がイメージする長期費用関数は何次関数か定かではない。しかしながら、本稿では差し当たり 3 次関数と仮定し、それ以外の可能性についての検討は今後の課題とする。

使用データについてパネル単位根検定を行ったところ、幾つかの変数で検定の仕方によっては非定常系列である。これへの対処の検討も今後の課題ではあるが、ここでは基準財政需要額が定常系列であるため、階差などは取らずに推定を行う。

表 4-1. パネル単位根検定 ⁷

検定方法等		lnjyuo	lnpop	lnarea	age	young
Levin, Lin & Chu (intercept)	t stat.	-25.019	-15.938	-7.202	19.885	-5.594
	Prob.	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
Levin, Lin & Chu (intercept, trend)	t stat.	-18.109	-11.899	-1.961	-3.464	2.619
	Prob.	0.000	0.000	0.025	0.000	0.996
Im, Pesaran & Shin (intercept)	W stat.	-19.533	-7.827	-4.595	28.579	3.489
	Prob.	0.000	0.000	0.000	1.000	0.9998
Im, Pesaran & Shin (intercept, trend)	W stat.	-6.875	-0.5886	0.787	4.892	5.992
	Prob.	0.000	0.278	0.784	1.000	1.000

推定式は次のとおりである。

$$\ln D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (\ln n_{i,t})^3 + \beta_2 (\ln n_{i,t})^2 + \beta_3 \ln n_{i,t} + \alpha_k \mathbf{X}_{k,i,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

$$u_{i,t} = \lambda_t + \mu_i + v_{i,t}$$

ここで、 λ_t は時間効果項、 μ_i はクロスセクション固定効果項、 $v_{i,t} \sim N(0,1)$ である。推定結果は表 4-2 にまとめた。表 4-2 では、すべての説明変数を含む推定において面積と年少人口比率のパラメータ推定量が有意でなかったため、改めてそれらを除いた再推定も載せてある。

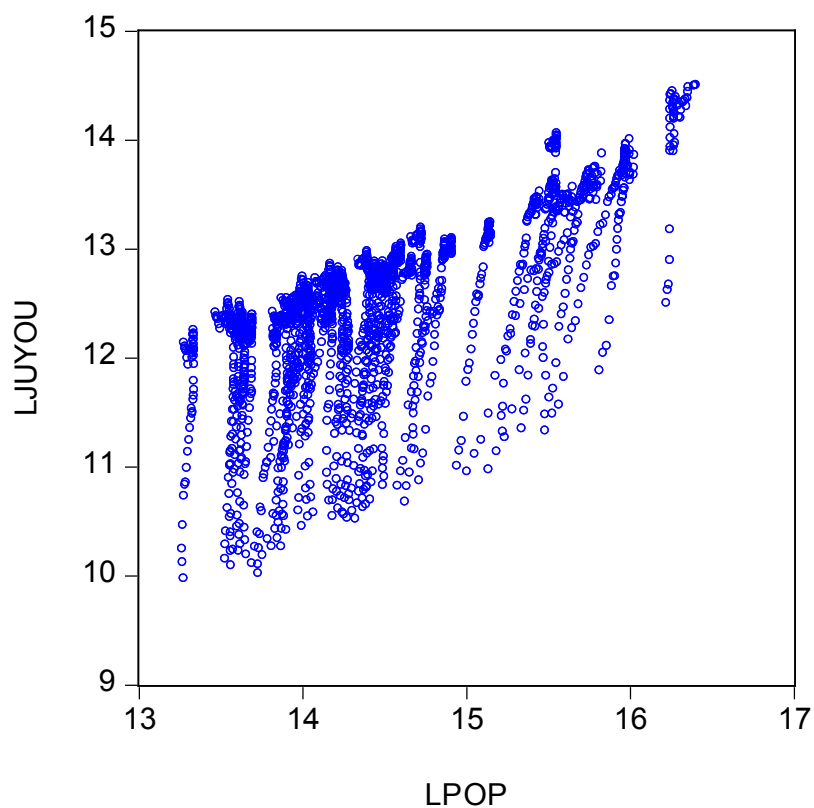
表 4-2 より、もし長期費用関数を 3 次関数だと仮定すると、各項の係数の符号から規模の経済性と混雑効果が逆になっているようなイメージが描かれると想像できる。しかしながら、図 4-1 で見るとそこまではっきりとは分らない。いずれにせよ、規模の小さい部分では規模の経済性が働き、大きくなると混雑効果が見られるというような短期費用関数とは形状が大きく異なるといえよう。

⁷ LLC は共通係数を仮定、IPS は個別係数を仮定し定数項（および時系列トレンド）を考慮した ADF 回帰である。

表 4-2. パネル推定の結果⁸

	係数	t値	係数	t値
$(\ln pop_{i,t})^3$	-0.095**	-2.016	-0.090**	-1.965
$(\ln pop_{i,t})^2$	4.162**	2.001	3.947*	1.946
$\ln pop_{i,t}$	-59.962*	-1.958	-56.653*	-1.897
$\ln area_{i,t}$	0.079	1.075	-	-
$age_{i,t}$	1.796***	3.055	1.777***	3.005
$young_{i,t}$	0.702	1.180	-	-
C	294.312**	1.964	278.250*	1.905
Adj. R ² (S.E.)	0.996	(0.0500)	0.996	(0.0503)
Obs.	2160			
λ_t, μ_i	Yes, Yes			
AIC	-3.107		-3.097	
Sum squared Residuals	5.166		5.228	

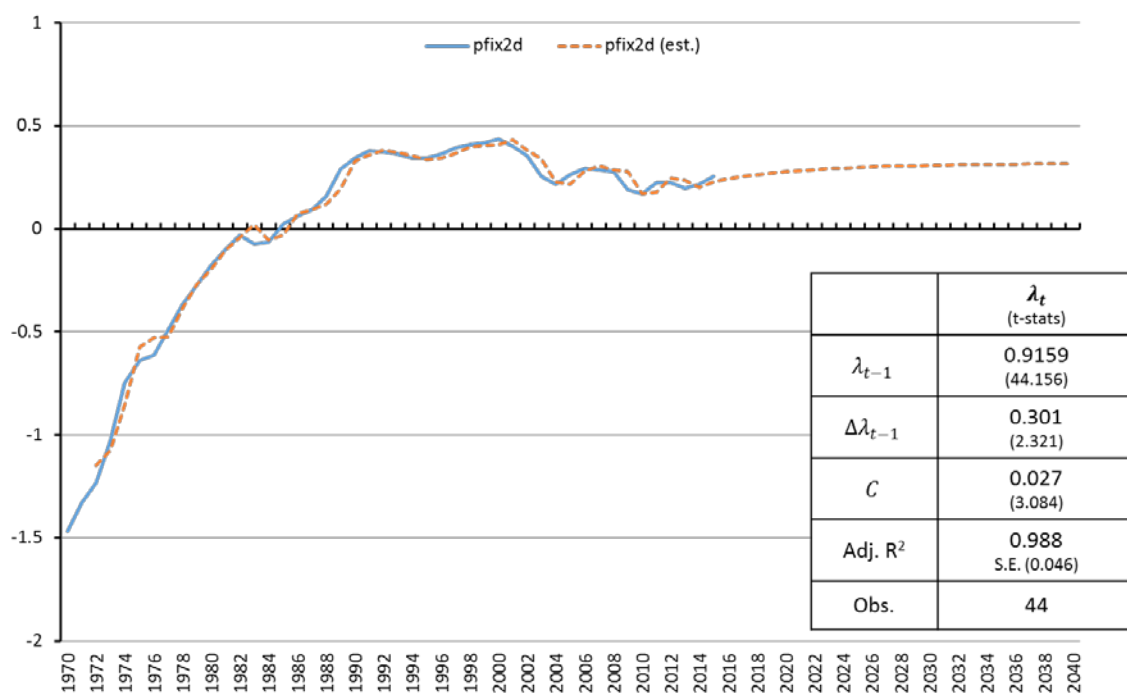
図 4-1. 基準財政需要額と人口



⁸ Beck and Katz (1995)のパネル修正標準誤差 (PCSE) を用いている。

図 4-1 からは、各都道府県の基準財政需要額が足並みを揃えるようにして年々増加して
 いているように見える。このことは、時間効果項 λ_t の経年的な上昇として表される。そ
 れを踏まえて延長推計したのが図 4-2 である。

図 4-2. 時間効果項の推移



得られたパラメータ推定量および時間効果項の延長推計を利用して基準財政需要額につ
 いて将来推計し、そこから U 字形状を描いたのが図 4-3 および図 4-4 である。両者の違
 いは、図 4-3 では時間効果項を 2015 年度の値で固定して将来推計したのに対して図 4-4
 では図 4-2 で推計された時間効果項の変化を含めた。

両者に大きな違いは見られないが、これら 2 つのグラフから次のことが言える。第 1 に、
 高齢化の影響により全体的に基準財政需要額は増加していく。加えて、都市圏への人口集
 中と都市圏での急速な高齢化によって U 字形状が変容してくる。より具体的には大規模団
 体での単位当たり基準財政需要額が大きく上昇する（混雑効果による）ことによって、最
 少費用規模の点が 2015 年度よりも小さくなっていくようである。

図 4-3. U 次形状の将来推計 (λ_t を 2015 年度に固定)

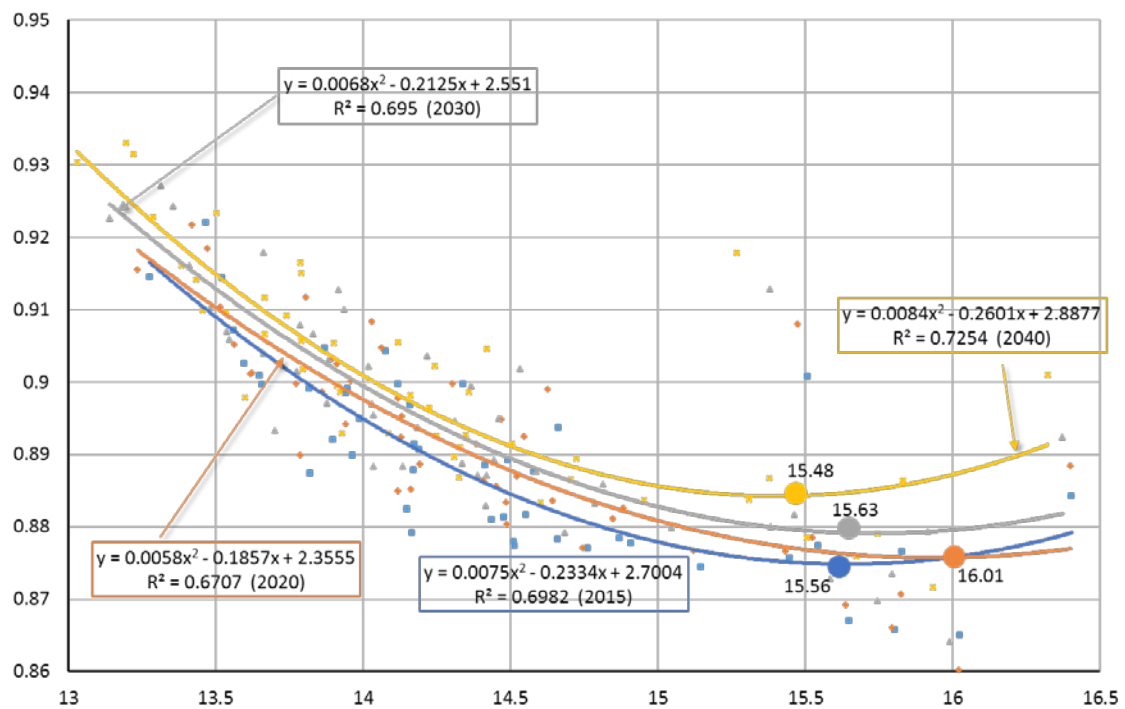
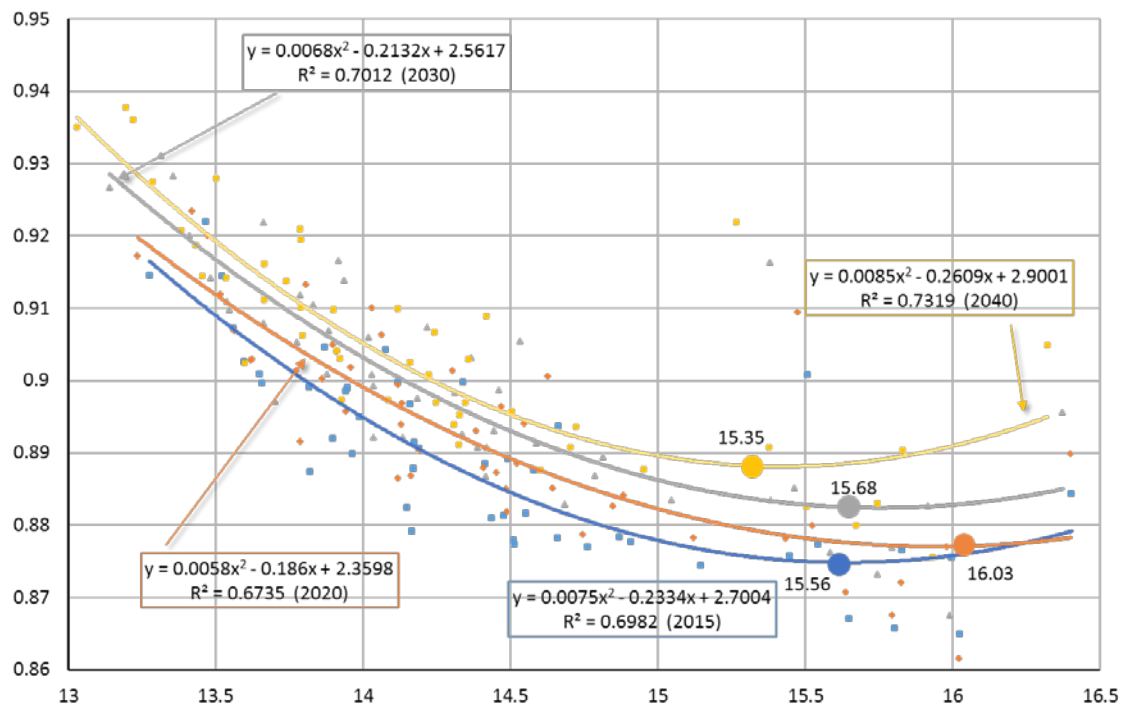


図 4-4. U 次形状の将来推計 (λ_t のデータ生成過程を考慮)



5. まとめと議論

本稿では、クロスセクション推定とパネル推定の二種類の方法に基づいて、人口および年齢構成の変化により基準財政需要額がどのように変化するかを推計した。そして、いわゆるU字形状と認識されている1人あたり基準財政需要額と人口の関係の変化を検証した。将来推計からは次のことが明らかとなった。第1に、クロスセクション推定に基づく推計ではU字形状は将来的により急勾配になることが確認された。この推計では、クロスセクション推定によって得られたパラメータ推定量をVARモデル推定によって延長推計している。このため、今日まで基準財政需要算定においてなされてきた地方交付税の再分配機能を強めるような調整が今後も継続していくことを表しているといえよう。第2に、パネル推定に基づく推計では、大規模団体での単位当たり基準財政需要額が増加することでU字形状に変容が見られた。パネル推定とは期間全体を捉えて長期費用関数を推定するという意味を持つ。それによって政策的な調整の効果を無視した場合のU字形状の将来推計を行うことができる。

これらの結果を補完するために、都道府県間での人口の状況を確認しておこう。

図5. 人口格差と首都圏集中度

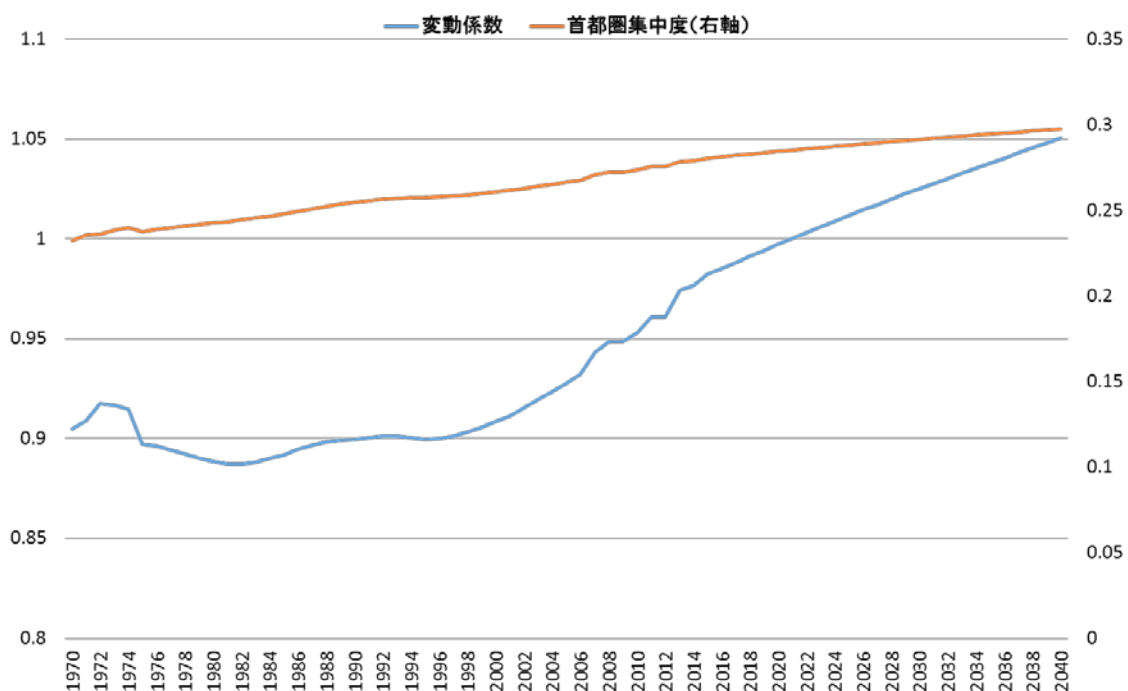


図5では、都道府県間の人口格差を示す変動係数と、埼玉、千葉、東京、神奈川の一都三県の人口が総人口に占める割合として首都圏集中度を載せてある。これらからは、首都圏

への人口集中が今後も続く形で人口格差が益々拡大することが分かる。

これへの是正措置として地方交付税の再分配機能強化が図られるというのが、クロスセクション推定に基づく将来推計の政策インプリケーションだといえよう。ただし、実際にそういった方向に進むのかどうかは総務省はじめ国の政策次第である。一方、人口集中による混雑効果および都市圏での急激な高齢化によって基準財政需要額が影響されるというのがパネル推定に基づく将来推計が示すものだといえる。

引用文献

BeckNathaniel, , KatzJonathan. “What To Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data.” American Political Science Review 89, 第 03 [1995]: 634-647.

GreeneH.William. Econometric Analysis. 7th ed. Pearson Education Limited, 2012.

貝塚啓明, 本間正明, 高林喜久生, 長峰純一, , 福間潔. “地方交付税の機能とその評価 Part I.” フィナンシャル・レビュー, 第 2 [1986]: 6-28.

広田啓朗, , 湯之上英雄. “基準財政需要額の算定構造の再検証ー都道府県パネルデータによる実証分析ー.” MPRA working paper No.61221, 2015.

中井英雄. 現代財政負担の数量分析. 有斐閣, 1988.

中井英雄. “地方交付税と都市レベルにおける財政調整効果.” 著: 地方交付税の経済分析: 国と地方の財政関係の研究報告書, 脚本: 本間正明 (編). 関西経済連合会, 1986.

湯之上英雄, 倉本宜史, , 小川亮. “交付・不交付団体における歳出構造の相違に関する実証分析.” 『地方分権化への挑戦』の第 4 章 章, 脚本: 齊藤慎, 77-98. 2012.

日本創成会議. ストップ少子化・地方元気戦略. 2014.

高齢化による基準財政需要額の変化 ー将来推計試算ー

平成27年度 地方分権に関する基本問題について
の調査研究会・専門分科会

平成27年10月15日

菅原宏太 京都産業大学

KYOTO SANGYO UNIVERSITY

問題意識

- 1人当たり財政需要曲線(いわゆるU字型曲線)は, 将来どのような形状になるのか?
- 過去の都道府県データ(1970ー2015)を用いて, 総基準財政需要関数のパラメータを推定。
- 推定されたパラメータと将来人口推計(社人研)の数値を用いて, 将来のU字型曲線を描いてみる。

KYOTO SANGYO UNIVERSITY

基準財政需要関数

➤ 定式化

$$\ln juyo_i = \beta_0 + \beta_1 (\ln pop_i)^3 + \beta_2 (\ln pop_i)^2 + \beta_3 \ln pop_i + \alpha_k \mathbf{X}_{k,i} + u_i$$

$juyo_i$: 基準財政需要額, pop_i : 人口, $\mathbf{X}_{k,i}$: 地域変数ベクトル, u_i : 誤差項

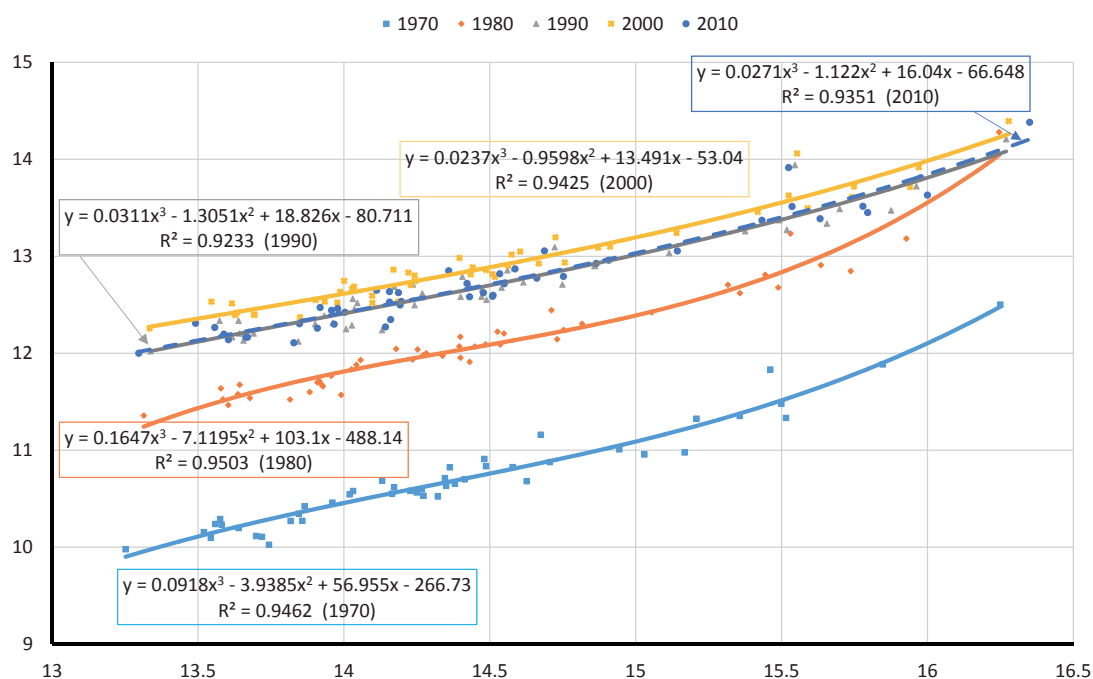
$\mathbf{X}_{k,i}$ の中身: 面積($\ln area_i$), 高齢化率(age_i), 年少人口比率($young_i$)

➤ 考え方

□ 行政サービス産出量の代理変数として人口(対数化)を用いると, “その地方団体の自然的・地理的・社会的諸条件に対応する合理的でかつ妥当な水準における財政需要”は, あたかもミクロ経済学でいう企業の総費用関数のような形で表現できる。

➡ 「規模の経済性が働く局面」と「混雑効果が働く局面」を持つ三次関数として扱う。

基準財政需要関数



1人当たり財政需要関数

参考①

➤ 定式化

$$\ln juyo_i / \ln pop_i = b_0 + b_1 (\ln pop_i)^2 + b_2 \ln pop_i + a_k \mathbf{X}_{k,i} + v_i$$

$juyo_i$: 基準財政需要額, pop_i : 人口, $\mathbf{X}_{k,i}$: 地域変数ベクトル, v_i : 誤差項

$\mathbf{X}_{k,i}$ の中身: 面積($\ln area_i$), 高齢化率(age_i), 年少人口比率($young_i$)

➤ 考え方

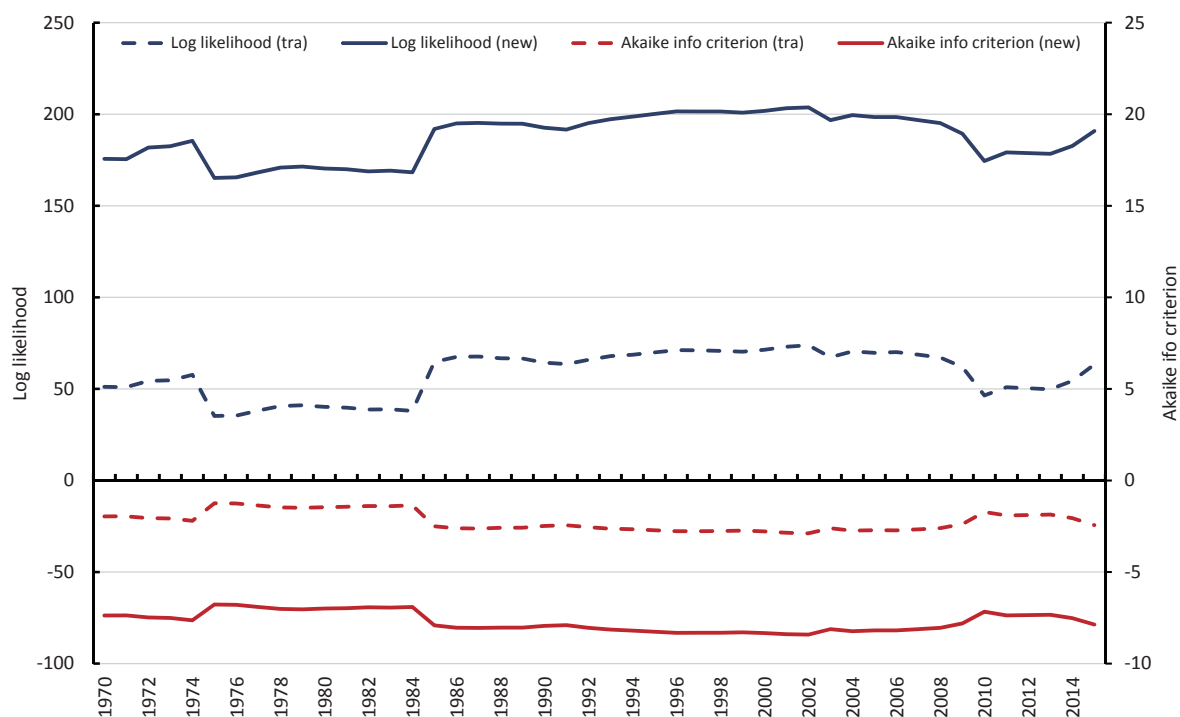
□ (対数化した人口で代理された)行政サービス1単位当たりの基準財政需要額は、ミクロ経済学でいう平均総費用関数のような形で表現できる。

➡ U字型となる二次関数で考える。

KYOTO SANGYO UNIVERSITY



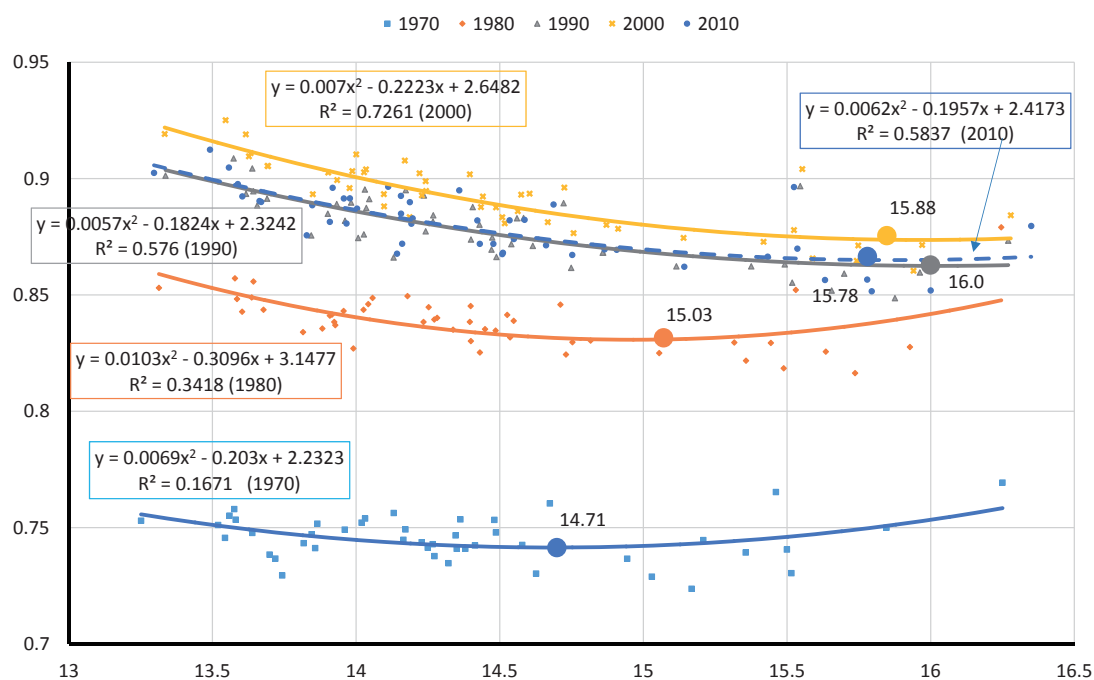
参考① $\ln\left(\frac{juyo}{pop}\right)$ と $\frac{\ln(juyo)}{\ln(pop)}$ の違い



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



1人当たり財政需要関数



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



過去の概観

➤ 基準財政需要関数より

□ '70→'80

- ✓ 「規模の経済」と「混雑費用」をより反映した（三次関数の形状が顕著に）。
- ✓ 財政需要が全体的に大幅増加。

□ '80→'90

- ✓ 再分配的性格を強めてきたように見える（小規模団体でより顕著な需要増）。
- ✓ 財政需要の増加の程度は減少。

□ '90→'00→'10

- ✓ 2000年度あたりで財政需要の増加は止まり, その後減少。

➤ 1人当たり財政需要関数より

- 最小規模水準は大幅に増大: 14.71(約245万人)→15.78(約713万人)
- 規模の経済性がより強調されてきた。

KYOTO SANGYO UNIVERSITY



①-1 パネル推定モデル

参考②

➤ 定式化

✓ 二元配置誤差構成要素モデル

$$\ln juyo_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (\ln pop_{i,t})^3 + \beta_2 (\ln pop_{i,t})^2 + \beta_3 \ln pop_{i,t} + \alpha_k X_{k,i,t} + u_{i,t}$$

$$u_{i,t} = \lambda_t + \mu_i + v_{i,t}$$

誤差項は時間効果とクロスセクション固定効果を含む

➤ 考え方

- 毎年度の細かな調整過程は捨象して、46年間での全体的な傾向を捉える。
- 「単位費用」などの年次変化→時間効果項
- pop や X_k でコントロールできない都道府県固有の特性→CS固定効果

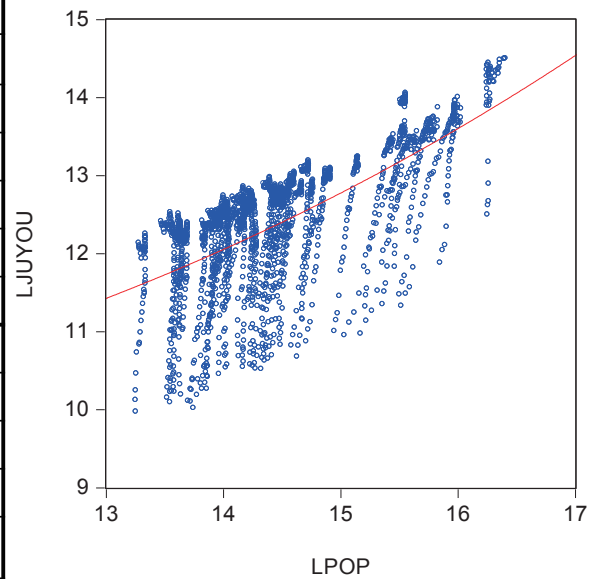
参考② パネル単位根検定

検定方法等		$\ln juyo$	$\ln pop$	$\ln area$	age	$young$
Levin, Lin & Chu (intercept)	t stat.	-25.019	-15.938	-7.202	19.885	-5.594
	Prob.	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
Levin, Lin & Chu (intercept, trend)	t stat.	-18.109	-11.899	-1.961	-3.464	2.619
	Prob.	0.000	0.000	0.025	0.000	0.996
Im, Pesaran & Shin (intercept)	W stat.	-19.533	-7.827	-4.595	28.579	3.489
	Prob.	0.000	0.000	0.000	1.000	0.9998
Im, Pesaran & Shin (intercept, trend)	W stat.	-6.875	-0.5886	0.787	4.892	5.992
	Prob.	0.000	0.278	0.784	1.000	1.000

※LLC: 共通係数を仮定, IPS: 個別係数を仮定 定数項(および時系列トレンド)を考慮したADF回帰

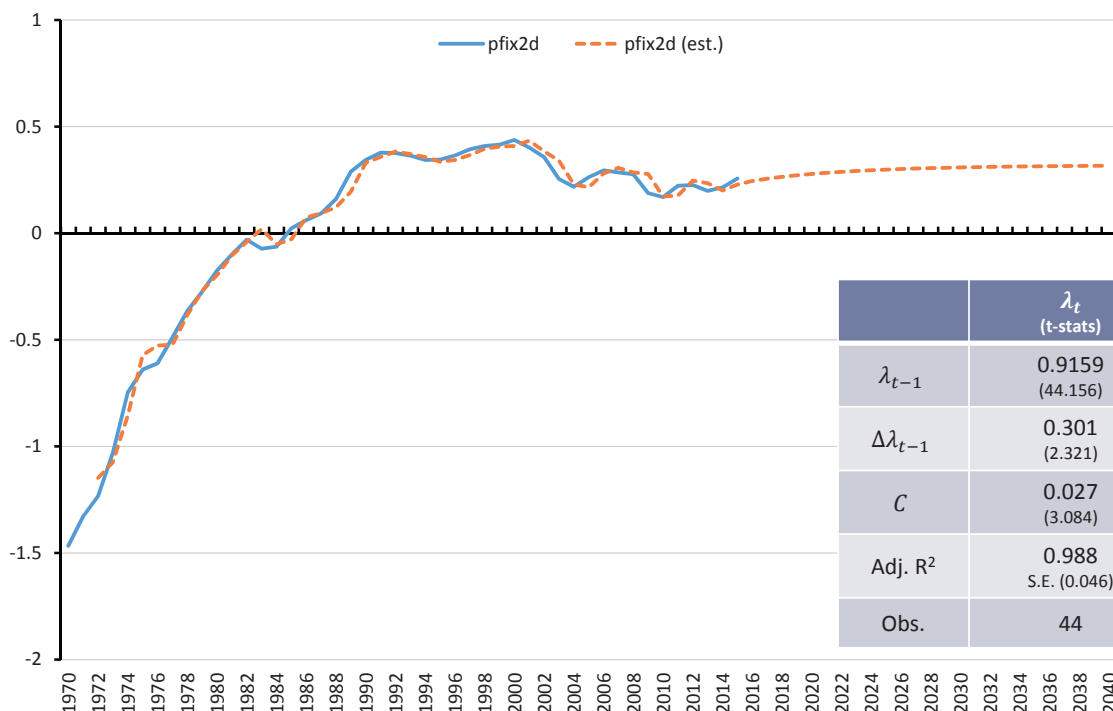
①-2 推定結果

	係数	t値	係数	t値
$(\ln pop_{i,t})^3$	-0.095**	-2.016	-0.090**	-1.965
$(\ln pop_{i,t})^2$	4.162**	2.001	3.947*	1.946
$\ln pop_{i,t}$	-59.962*	-1.958	-56.653*	-1.897
$\ln area_{i,t}$	0.079	1.075	-	-
$age_{i,t}$	1.796***	3.055	1.777***	3.005
$young_{i,t}$	0.702	1.180	-	-
C	294.312**	1.964	278.250*	1.905
Adj. R ² (S.E.)	0.996	(0.0500)	0.996	(0.0503)
Obs.	2160			
λ_t, μ_i	Yes, Yes			
AIC	-3.107		-3.097	
Sum squared Residuals	5.166		5.228	



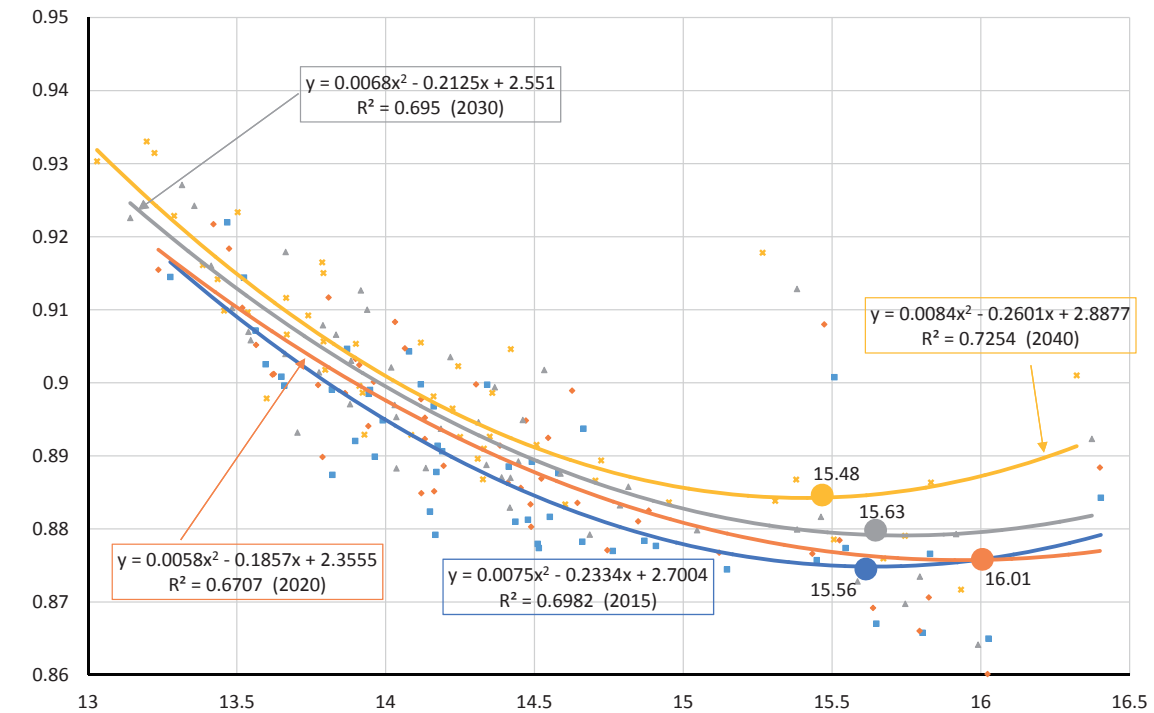
Beck and Katz (1995)のパネル修正標準誤差(PCSE)を用いている。

①-3 λ のデータ形成過程



	λ_t (t-stats)
λ_{t-1}	0.9159 (44.156)
$\Delta\lambda_{t-1}$	0.301 (2.321)
C	0.027 (3.084)
Adj. R ²	0.988 S.E. (0.046)
Obs.	44

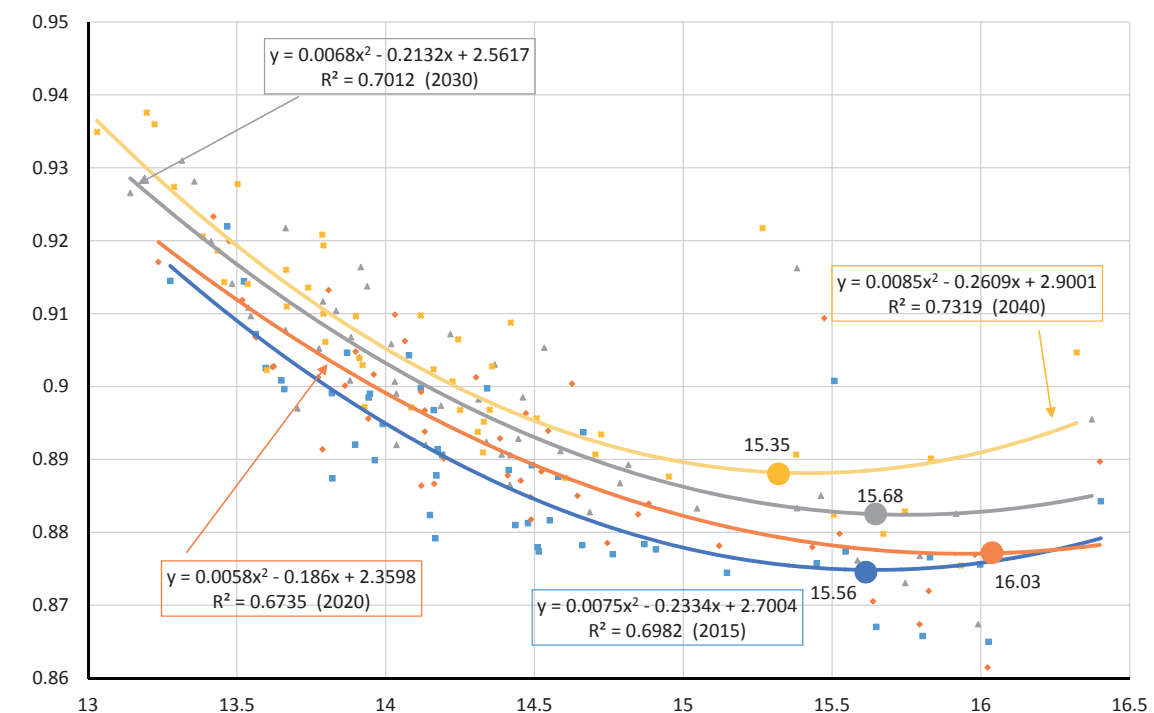
①-3 （将来推計:λの値を2015年度に固定）



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



①-3 （将来推計:λのDGP推計込み）



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



① パネル分析のまとめ

➤ アウトプットの面から

□ 高齢化要因により, 1人あたり財政需要は増加

- ✓ 2015→2020: 年少人口の減少(地方圏?)
- ✓ 2020以降: 高齢者の増加

□ 都市部での高齢化の進行により, U字型が変容(2030→2040)

➤ インプットの面から

□ 単位費用の上昇は今後は落ち着くと予想されるが, U字型の上方シフトをもたらすと考えられる。

➤ ただし,

□ 時間効果項に系列相関があるなら推定方法の見直しが必要?

②-1 クロスセクション推定モデル

➤ 定式化

$$\ln juyo_i = \beta_0 + \beta_1 (\ln pop_i)^3 + \beta_2 (\ln pop_i)^2 + \beta_3 \ln pop_i + \alpha_k \mathbf{X}_{k,i} + u_i$$

$juyo_i$: 基準財政需要額, pop_i : 人口, $\mathbf{X}_{k,i}$: 地域変数ベクトル, u_i : 誤差項

$\mathbf{X}_{k,i}$ の中身: 面積 ($\ln area_i$) 高齢化率 (age_i), 年少人口比率 ($young_i$)

➤ 考え方

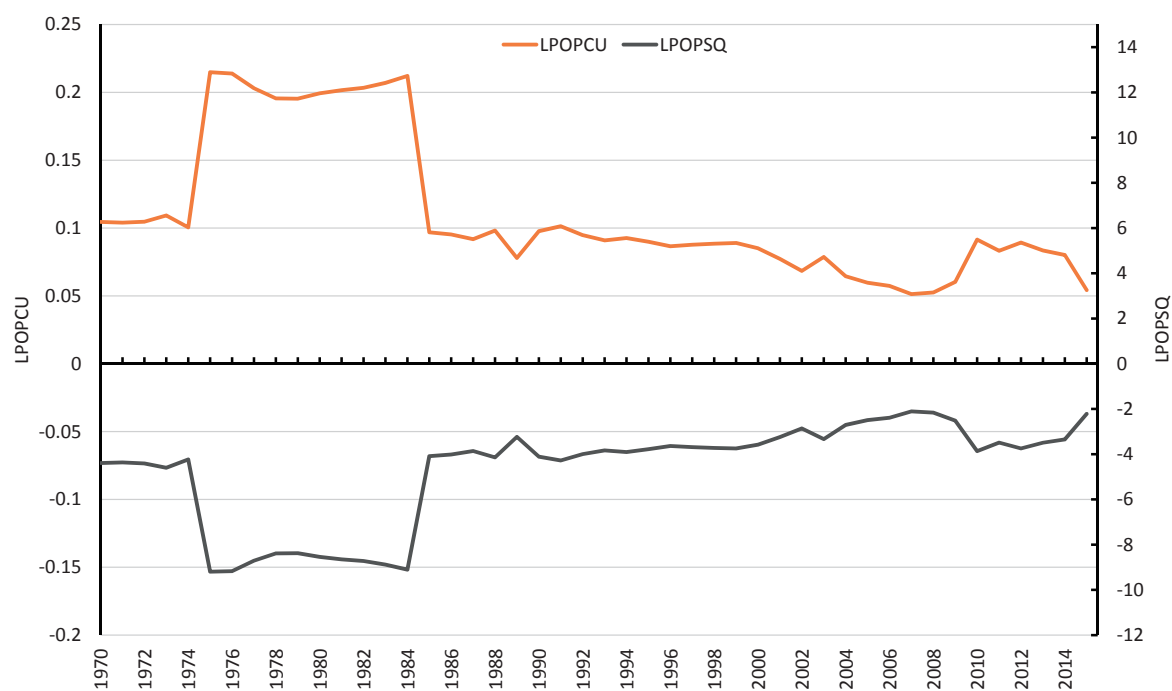
□ 毎年度の調整を考慮。

- ✓ 各費目の単位費用は, すべて同率で変化しているわけではない。
- ✓ 補正係数も同様。加えて, 測定単位も変わってきている。

□ 年度間でのパラメータ推定量の相関を考慮。

- ✓ 当該年度の各数値の設定には, 過去年度の実績が反映されているだろう。

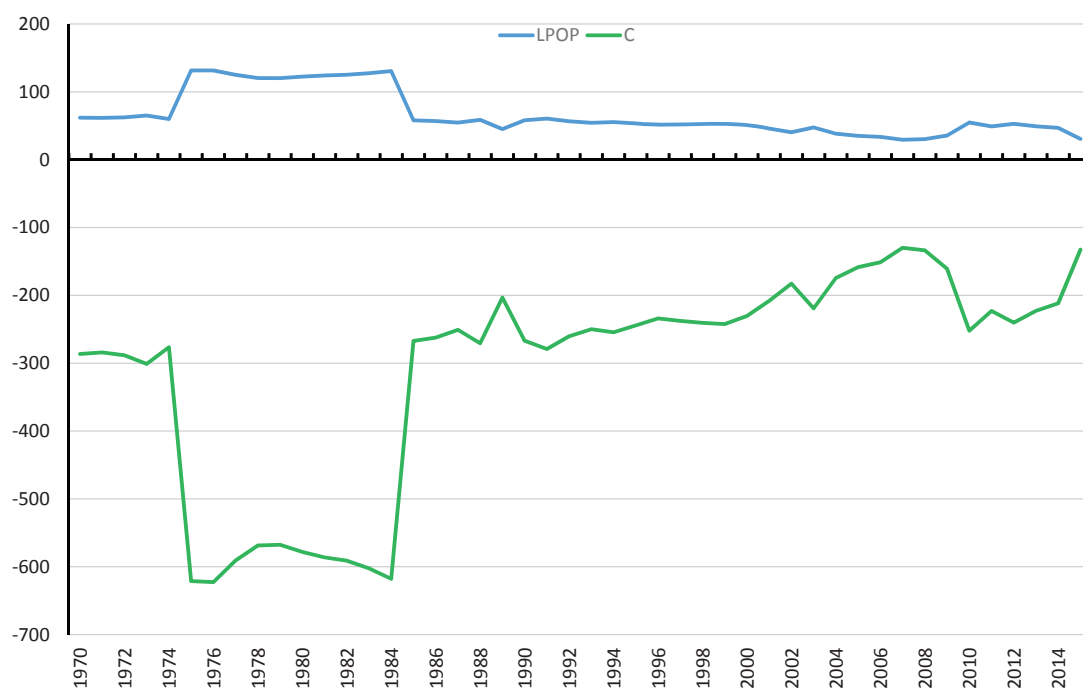
②-2 β_1, β_2 の推移



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



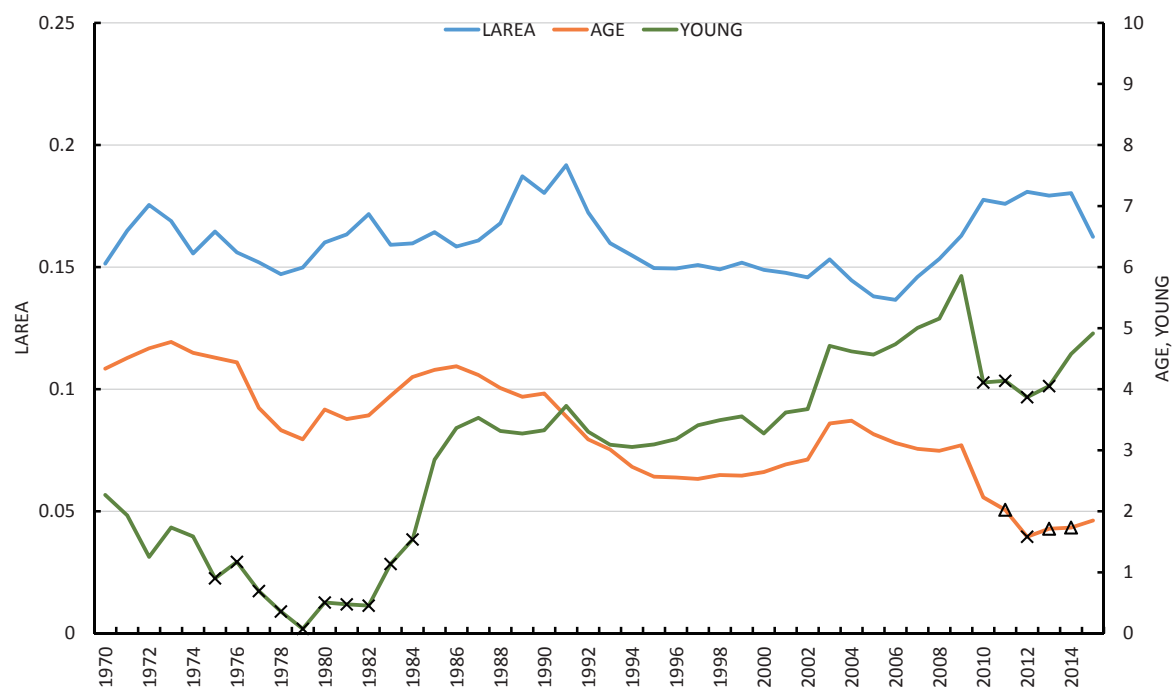
②-2 β_3, β_0 の推移



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



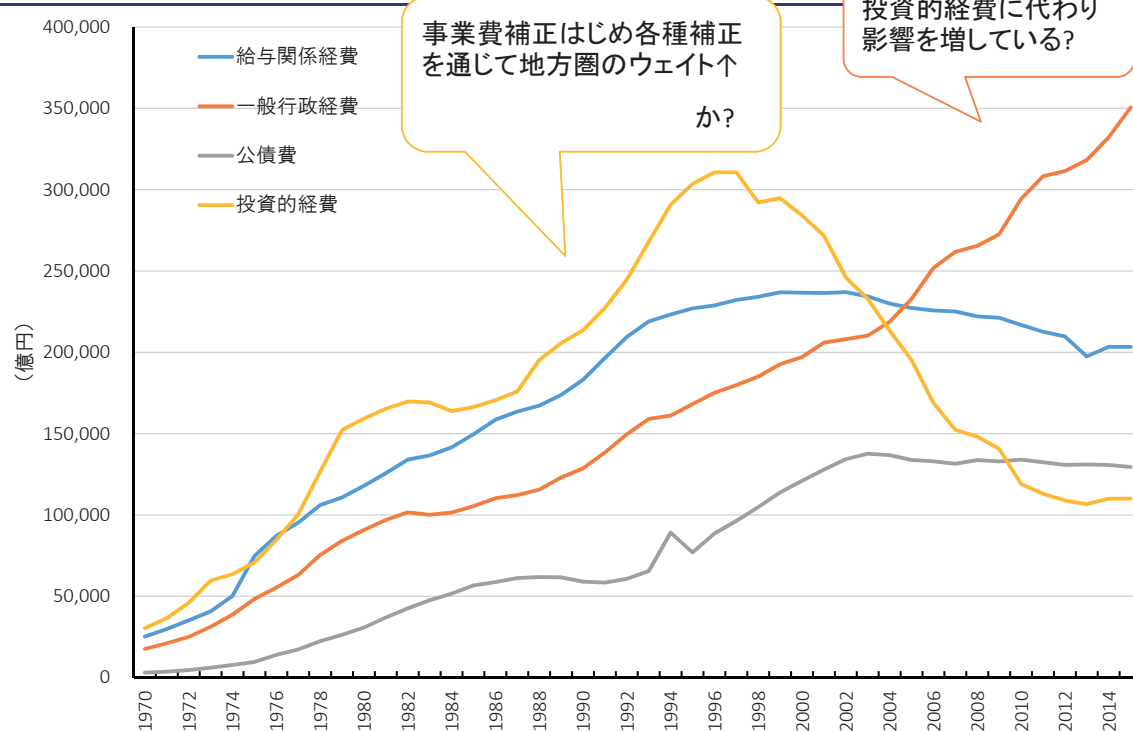
②-2 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ の推移



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



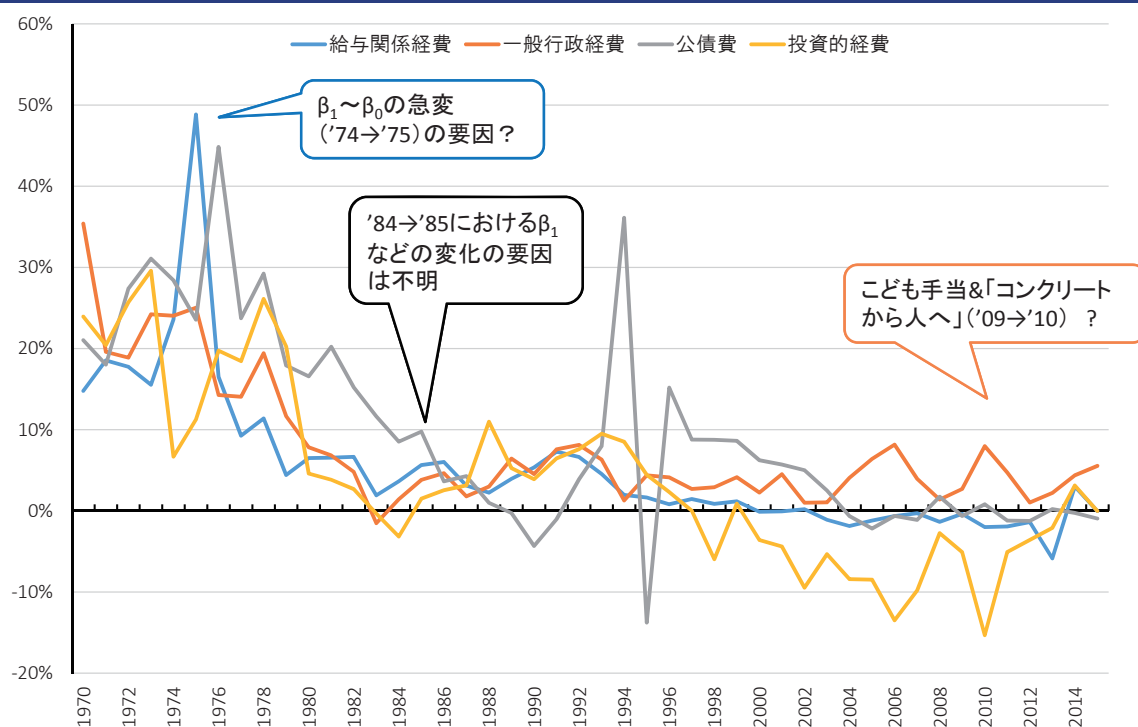
地財計画の各経費の変化(実額)



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



地財計画の各経費の変化(対前年度変化率)



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



②-3 単位根検定, DGPの確認 (1985—2015)

ADF (level)	β_1	β_2	β_3	β_0	α_1	α_2	α_3
Test stat. (Prob.)	-9.170 (0.000)	-9.265 (0.000)	-9.389 (0.000)	-9.551 (0.000)	-0.089 (0.645)	-6.049 (0.000)	-2.791 (0.071)
Intercept	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	No
ADF (1st diff.)	β_1	β_2	β_3	β_0	α_1	α_2	α_3
Test stat. (Prob.)	-	-	-	-	-4.550 (0.000)	-	-
Intercept	-	-	-	-	No	-	-
Trend	-	-	-	-	No	-	-

β_1 (lpopcu), β_2 (lpopsq), β_3 (lpop), β_0 (Const.)については構造VARモデル推定

各 α については1変数VARモデル (α_1 は別推定)

KYOTO SANGYO UNIVERSITY



②-3 VAR推定

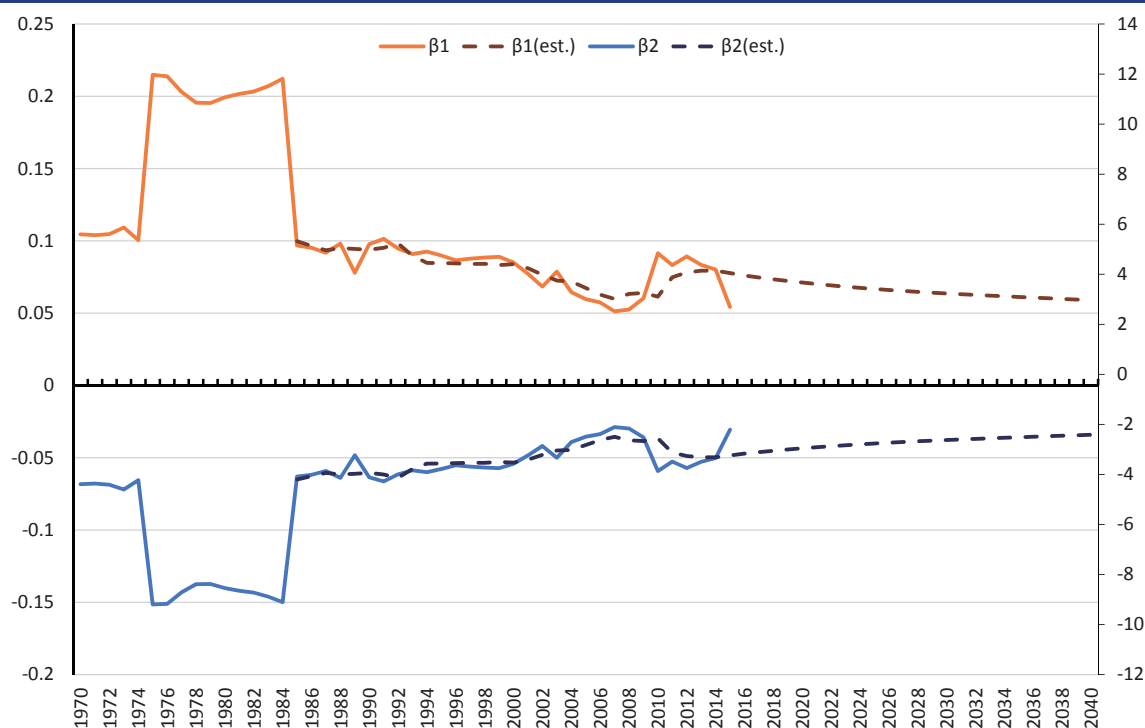
$$\begin{cases} \beta_{1,t} = \delta_1 \beta_{1,t-1} + \delta_2 \beta_{2,t-1} + \delta_3 \beta_{3,t-1} + \delta_4 \beta_{0,t-1} + \eta_{1,t} \\ \beta_{2,t} = \delta_1 \beta_{1,t-1} + \delta_2 \beta_{2,t-1} + \delta_3 \beta_{3,t-1} + \delta_4 \beta_{0,t-1} + \eta_{2,t} \\ \beta_{3,t} = \delta_1 \beta_{1,t-1} + \delta_2 \beta_{2,t-1} + \delta_3 \beta_{3,t-1} + \delta_4 \beta_{0,t-1} + \eta_{3,t} \\ \beta_{4,t} = \delta_1 \beta_{1,t-1} + \delta_2 \beta_{2,t-1} + \delta_3 \beta_{3,t-1} + \delta_4 \beta_{0,t-1} + \eta_{4,t} \end{cases}$$

$$\alpha_{k,t} = \theta \alpha_{k,t-1} + \varepsilon_{k,t}$$

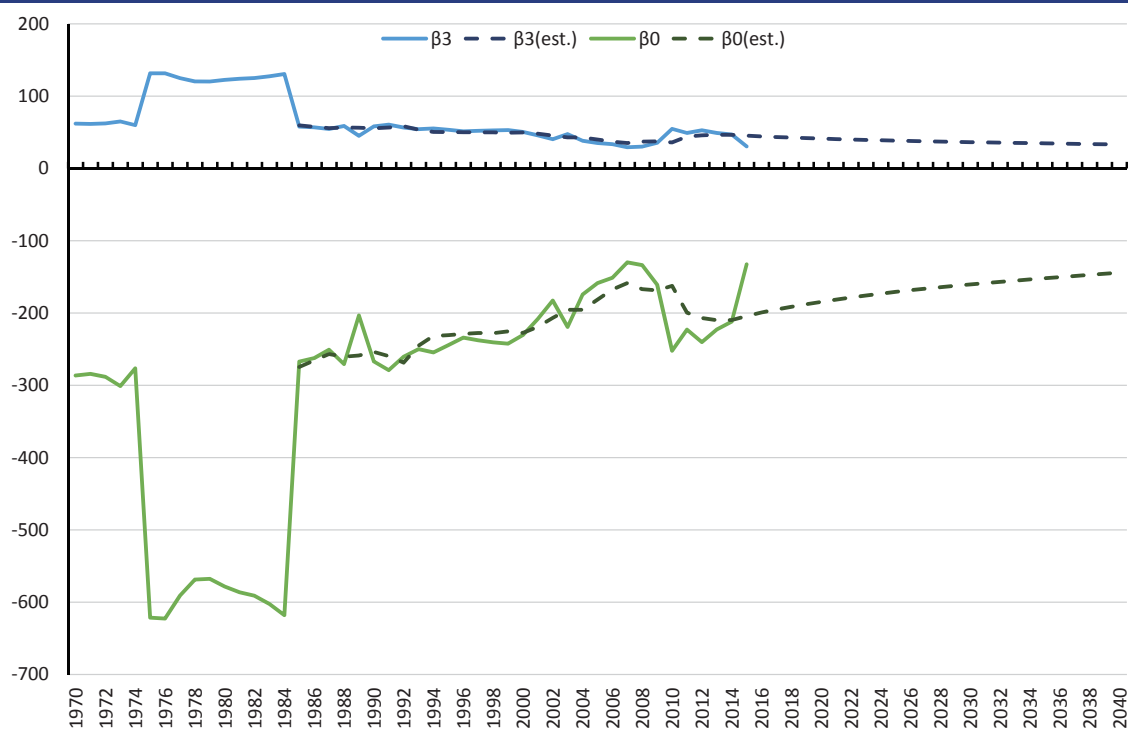
(t-stat / S.E.)	$\beta_{1,t}$	$\beta_{2,t}$	$\beta_{3,t}$	$\beta_{0,t}$	(t-stat / S.E.)	$\alpha_{1,t}$	$\alpha_{2,t}$	$\alpha_{3,t}$
$\beta_{1,t-1}$	-148.19 (-1.714)	6415.55 (1.687)	-91420.0 (-1.657)	431638.1 (1.624)	$\alpha_{k,t-1}$	0.755 (7.223)	-0.689 (-4.767)	0.725 (7.350)
$\beta_{2,t-1}$	-7.703 (-1.774)	330.04 (1.740)	-4687.01 (-1.703)	22110.28 (1.668)	$\sum_h \alpha_{k,t-h}$	-	Yes (h=6)	Yes (h=7)
$\beta_{3,t-1}$	-0.346 (-1.722)	14.749 (1.681)	-208.545 (-1.638)	984.658 (1.606)	$\Delta \alpha_{k,t-h}$	0.389 (2.068) (h=-2)	-	-
$\beta_{0,t-1}$	-0.011 (-1.200)	0.445 (1.158)	-6.235 (-1.118)	29.717 (1.106)	C	0.039 (2.341)	1.797 (3.438)	1.148 (3.012)
C	0.313 (1.975)	-13.375 (-1.931)	190.385 (1.894)	-897.354 (-1.854)	Trend	-	-0.023 (-2.834)	-
Trend	-0.0012 (-3.158)	0.054 (3.146)	-0.784 (-3.146)	3.782 (3.151)	Adj R ²	0.735 (0.008)	0.944 (0.209)	0.651 (0.454)
Adj R ²	0.608 (0.010)	0.599 (0.450)	0.591 (6.534)	0.585 (31.471)	Obs.	31	31	31
Det.res. covariance	5.42e-15							
Obs.	31							



②-4 β_1, β_2 の将来推計



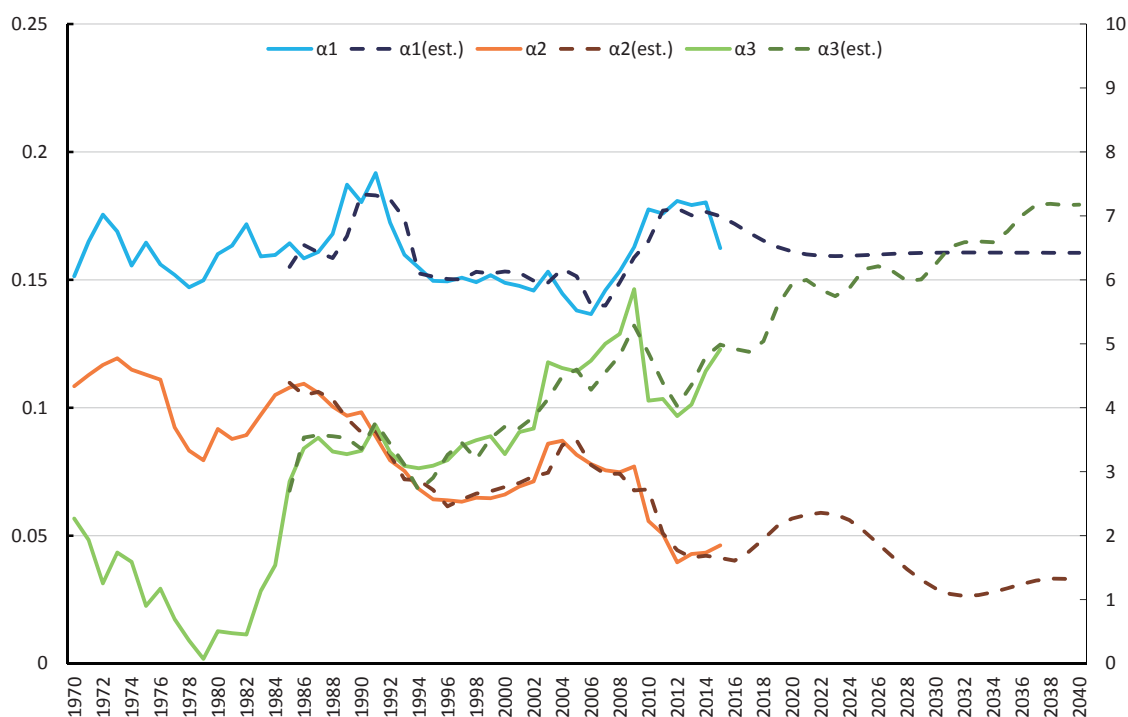
②-4 β_3, β_0 の将来推計



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



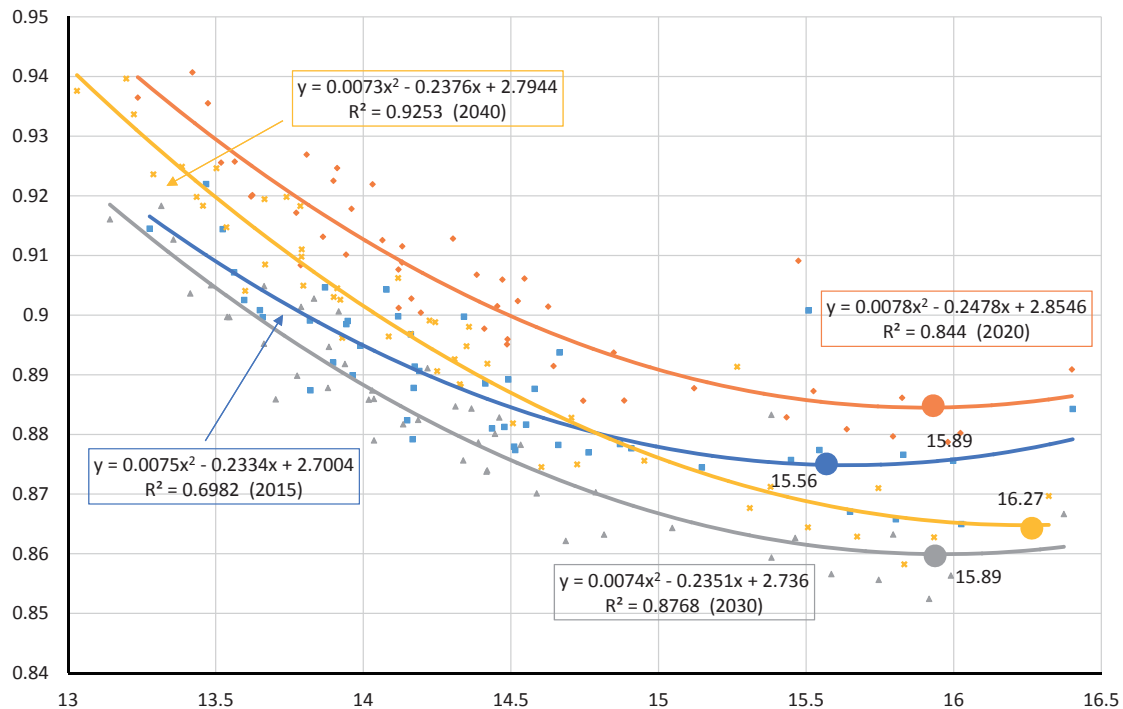
②-4 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ の将来推計



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



②-5 将来推計



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



②クロスセクション分析のまとめ

➤ '15→'20→'30

- 高齢化率の係数(α_2)の一時的な変化による。過去と同様の調整が行われるとするとこのような変化が予想される。
- ➡ 対象となる人々(高齢者)の数が増えているので、社会保障, 社会福祉関係の財政需要の取扱いには注意が必要かと思われる。(単位費用の基礎資料は厚労省matter?)

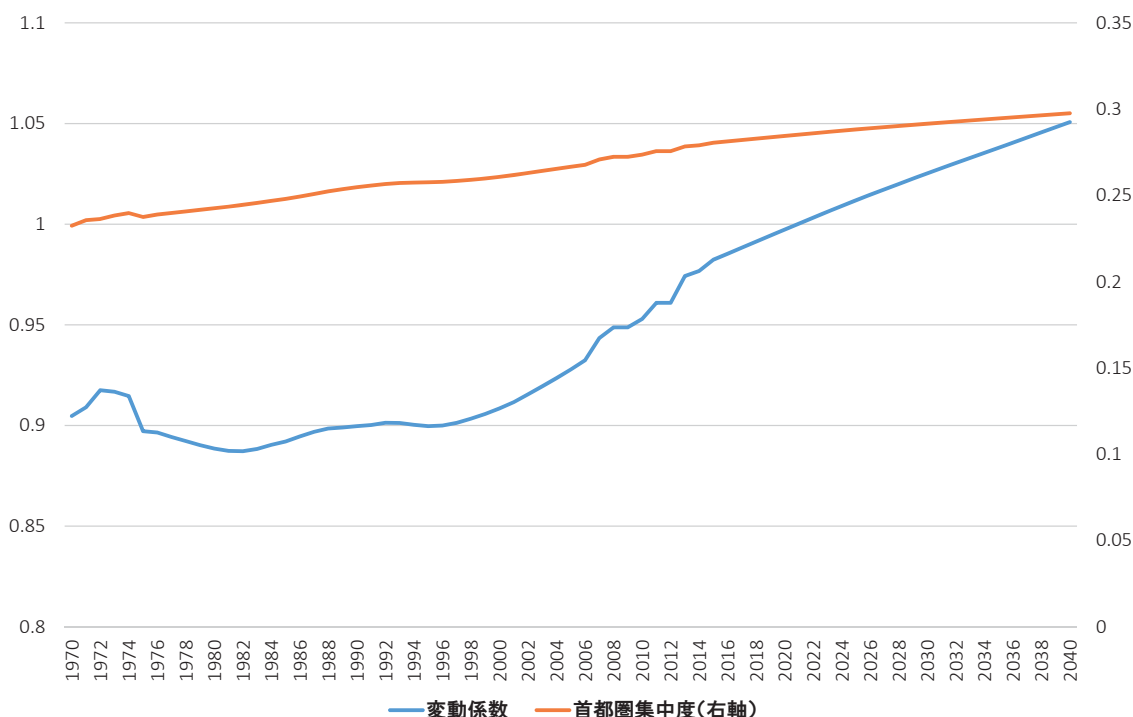
➤ '15→'20~'40

- 切片項(β_0)の上昇, 人口関連の係数($\beta_1 \sim \beta_3$)の低下。
- ➡ 規模の経済がより強調される形状に。結果的に再分配機能が強められそう。密度, 段階, 態容補正などは再設計が必要かと思われる。(総務省matter) →次スライド

KYOTO SANGYO UNIVERSITY



人口集中の状況



KYOTO SANGYO UNIVERSITY



おまけ Dynamic panel

Beck and Katz (1995)のパネル修正標準誤差(PCSE)を用いている。

	GMM: Allerano and Bond (1991)				IV: Anderson and Hsiao (1981)			
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
$\ln juyo_{i,t-1}$	0.835***	62.130	0.835***	61.662	-0.453	-0.705	-0.505	-0.843
$(\ln pop_{i,t})^3$	-0.045**	-2.414	-0.045**	-2.379	-0.318***	-3.786	-0.319***	-3.859
$(\ln pop_{i,t})^2$	1.992**	2.387	1.972**	2.355	14.064***	3.741	14.113***	3.814
$\ln pop_{i,t}$	-28.968**	-2.346	-28.684**	-2.315	-205.938***	-3.693	-206.702***	-3.766
$\ln area_{i,t}$	0.021	1.329	-	-	0.012	0.443	-	-
$age_{i,t}$	0.232*	1.894	0.217*	1.793	0.474	0.656	-	-
$young_{i,t}$	0.816***	4.745	0.820***	4.771	1.489**	1.965	1.538**	2.041
C	-	-	-	-	0.068**	2.008	0.072**	2.456
Adj. R ² (S.E.)	-	-	-	-	0.866	(0.028)	0.860	(0.029)
Obs.	2066				2066			
λ_t, μ_i	Yes, Yes				Yes, No			
Sum squared Residuals	2.282		2.282		1.576/1.320(2nd)		1.639/1.321(2nd)	

KYOTO SANGYO UNIVERSITY



おまけ OLS with lag

黄:1%, 5%有意 水色:10%有意 色なし:有意水準満たさず
:景気後退期

Coeff.	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
LJUYOU(-1)	0.930	0.808	1.276	1.264	0.465	0.521	1.068	0.975	0.865	1.001	0.920	0.983	0.672	0.864	0.781
LPOPCU	0.000	0.015	-0.036	-0.042	0.103	0.127	-0.025	-0.008	0.020	-0.006	0.010	0.000	0.069	0.027	-0.024
LPOPSQ	0.033	-0.610	1.532	1.785	-4.409	-5.474	1.056	0.350	-0.851	0.265	-0.425	-0.013	-2.949	-1.166	1.043
LPOP	-0.615	8.557	-21.856	-25.451	63.001	78.605	-15.086	-5.100	12.133	-3.891	6.061	0.153	42.279	16.748	-15.264
LAREA	0.013	0.032	-0.059	-0.062	0.086	0.076	-0.019	0.000	0.020	0.002	0.015	0.008	0.056	0.014	0.028
AGE	0.113	0.609	-0.911	-1.330	2.552	1.751	0.108	-0.298	0.174	-0.228	-0.273	-0.292	0.894	0.544	0.419
YOUNG	-0.023	0.281	0.441	0.011	0.882	0.326	0.396	-0.102	-0.046	-0.164	-0.276	-0.142	0.543	0.176	-0.586
C	4.138	-38.715	102.318	119.568	-296.393	-372.711	71.267	25.169	-56.477	19.199	-27.959	-0.279	-199.495	-79.105	76.204
adj-R ²	0.9996	0.9990	0.9897	0.9969	0.9876	0.9910	0.9924	0.9998	0.9995	0.9998	0.9997	0.9998	0.9909	0.9977	0.9837
Coeff.	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
LJUYOU(-1)	0.432	0.933	1.117	1.324	0.612	0.844	0.760	0.860	0.923	0.886	0.975	1.002	0.919	0.950	0.978
LPOPCU	0.027	0.005	-0.011	-0.040	0.034	0.024	0.024	0.009	0.006	0.008	-0.003	-0.002	0.009	0.007	0.000
LPOPSQ	-1.122	-0.202	0.447	1.728	-1.413	-1.034	-0.996	-0.379	-0.257	-0.334	0.144	0.096	-0.384	-0.281	-0.013
LPOP	15.575	2.778	-6.341	-24.805	19.779	14.846	14.131	5.375	3.627	4.652	-2.172	-1.424	5.430	3.977	0.180
LAREA	0.091	0.011	-0.014	-0.041	0.079	0.034	0.044	0.011	0.005	0.012	0.000	-0.001	0.014	0.009	0.001
AGE	2.223	0.303	-0.566	-1.345	1.461	0.447	0.495	0.236	0.006	0.238	0.066	-0.009	0.117	0.062	0.162
YOUNG	1.688	0.534	-0.747	-1.572	1.518	0.826	1.057	0.303	0.197	0.340	0.018	0.008	0.400	0.253	0.069
C	-68.039	-12.281	29.305	116.462	-89.470	-69.830	-64.981	-24.226	-16.346	-20.593	11.178	7.099	-24.866	-18.353	-0.632
adj-R ²	0.9946	0.9996	0.9984	0.9967	0.9961	0.9987	0.9971	0.9989	0.9996	0.9993	0.9995	0.9997	0.9998	0.9998	0.9996
Coeff.	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
LJUYOU(-1)	0.782	1.027	1.316	0.638	0.652	0.945	0.862	0.995	1.112	0.786	0.892	0.891	0.986	0.930	0.921
LPOPCU	0.017	-0.007	-0.016	0.025	0.011	-0.003	0.005	-0.002	-0.001	0.032	0.023	0.009	0.001	0.003	-0.008
LPOPSQ	-0.734	0.298	0.657	-1.068	-0.438	0.142	-0.210	0.078	0.011	-1.372	-0.987	-0.356	-0.035	-0.112	0.355
LPOP	10.379	-4.207	-9.023	15.272	5.990	-2.162	2.815	-1.198	0.051	19.658	13.922	4.850	0.401	1.479	-5.259
LAREA	0.037	-0.005	-0.040	0.051	0.034	0.002	0.020	0.000	-0.009	0.043	0.028	0.018	0.003	0.005	-0.002
AGE	0.394	-0.091	-0.844	1.498	1.746	-0.034	-0.028	-0.096	-0.709	0.884	-0.054	-0.183	-0.318	0.516	0.698
YOUNG	0.995	-0.003	-0.578	1.938	2.246	0.232	0.499	0.023	-0.451	1.645	0.399	0.172	-0.252	0.919	1.245
C	-47.227	19.487	38.535	-70.357	-25.020	11.411	-11.390	6.179	-2.074	-92.513	-64.348	-20.893	-1.119	-6.114	26.293
adj-R ²	0.9965	0.9998	0.9966	0.9970	0.9944	0.9998	0.9981	0.9999	0.9947	0.9924	0.9934	0.9990	0.9994	0.9986	0.9985

KYOTO SANGYO UNIVERSITY



都市スプロールに伴い変化する地方公共費用 の閾値回帰に基づく推計*

小野宏 (大分大学経済学部)・井田知也 (大分大学経済学部)

要旨

本稿の目的は、我が国における都市スプロールの進展により変化する地方公共費用の閾値回帰に基づく計測である。なお、同計測は我が国の 2008 年度の市町村クロスセクション・データを用いた地方政府の歳出関数の推計から実施している。無計画な郊外開発により都市スプロールが進展すると、地方政府の歳出額に対して、公共サービスに関する供給費用の上昇を通じた増加効果と同時に、これに伴う税負担増による公共サービスへの需要低下を通じた減少効果も働く。従来、地方政府の歳出関数は、高次あるいは区分線形の関数を仮定して、その推計が行われていた。しかし、この仮定には理論的な根拠は明確でない。そこで、本研究では、地方政府の歳出関数に関する理論モデルを明示的に展開した後、Hansen(2000, *Econometrica* pp.575-603)の閾値回帰分析の手法を用いて、その推計を行った。その結果、地方政府の歳出関数に構造変化が生じる閾値を統計的に特定化でき、そのパラメータも理論分析の帰結を概ね支持する推計結果になった。さらに、統計的に有意性が高い推計式に基づく計算に従うと、都市スプロールの 1%の進展は、提供義務を負う公共サービスの水準が高い市町村では 0.3557%、それが低い市町村では 0.1207%の公共サービスの限界供給費用を増加させるとの帰結となった。

*地方分権基本問題調査研究会専門分科会の出席者から貴重なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表す。また、本研究は JSPS 科研費(26512009)の助成を受けている。

1. はじめに

近年、周辺地域が無計画に開発される都市スプロールが、欧米と同様に我が国でも特に公共交通機関が十分でない地方圏において進展している。例えば、長野県飯田市ではこの50年間で人口のほぼ変化はないが、市街地の面積は約4倍に拡大している。また、山口県山陽小野田市では、同期間に面積は4割程度増加したが、人口は2割程度減少している。また、市街地の範囲を表す人口集中地区(DID)の総面積と人口密度の推移を図1で確認しても、当該地区の面積は増加しているが、その人口密度は減少している。つまり、我が国でも、全国的に人口密度の低い地域が拡散しており、都市スプロールは拡散している。

都市スプロールは、社会面、環境面、経済面から様々な問題点が指摘されている。その中で、本研究が注目する経済面、特に財政面の問題点として、次の2点がある。第1は、非効率な行政サービスの提供である。例えば、同質だが人口密度が異なる2都市において、同じレベルのゴミ収集を行う場合、人口密度が低い都市は、サービスエリアが広範囲となるため、収集車をより多く出動させる必要がある。つまり、都市がコンパクトな場合より、公共サービスの供給費用が追加的に必要となる。第2は、非効率な社会資本の維持補修費の増大である。農業地域等の開発が進むと、当然、相対的に住民が少ないこれらの地域にも道路・水道・下水道等を提供しなければならない。さらに、それには当然メンテナンスが不可欠であり、都市がコンパクトな場合より、様々な関連費用が発生する。

このような状況を反映して、都市スプロールに伴い増加する行政コストを推計する基盤研究は、欧米では蓄積が進んでいる。この分野の先駆的な研究である Ladd and Yinger(1989)や Ladd(1992, 1994)によると、人口密度が高くなると、貧困・犯罪という社会的要因から、公共サービスの供給費用は増加する、としている。これに対して、近年では都市のスプロール化は行政コストを増加させる、と相反する帰結を示す研究が多い。まず、Carruthers and Ulfarsson(2003, 2008)は、公共支出の他の決定要素をコントロールしながら、計量経済学的手法に基づき、住民1人当りの地方公共支出と各種の人口密度の因果関係を分析した。その結果、都市スプロールは、公共サービスの供給費用を増大させるとしている。さらに、Hortas-Rico and Sole-Olle(2010)は、都市スプロールにより、

基礎社会資本、交通機関、住宅、地域開発、を除く全支出項目において、公共サービスの供給費用が増加することを実証している。

他方、我が国では、第3次安倍内閣が、将来にわたる活力ある日本社会を維持することを目指して地方創生を掲げ、その基本目標、政策パッケージ、個別施策、および今後の対応方向をまとめた「まち・ひと・しごと創生基本方針 2015」の中で、都市のコンパクト化が謳われている。コンパクトシティとは、都市スプロールを抑えて、中心市街地が活性化を図る効率的で持続可能な都市像である。このように都市スプロールには関心が寄せられているが、残念ながら我が国では、それが行政コストに及ぼす影響を推計した研究は、Ida and Ono(2015)のみである。拙共稿では、地方政府の歳出関数を、理論的に導出した推計式に基づき推計して、我が国の都市スプロールの進展により変化する地方公共費用を計測している。その結果、理論分析の帰結を概ね支持する推計となり、統計的に有意性が高い推計式に基づく計算に従うと、都市スプロールが1%進むと、市町村が提供する公共サービスの限界供給費用は0.1280%増加することが示された。

前出の拙共稿は、我が国における先駆的研究として貢献は高い。しかし、次のような課題が含まれる。第1は、市町村の歳出関数に係る推計式を線形と仮定している点である。この仮定は先行研究の実証結果を踏まえると、必ずしも適切であるとは言えない。この対応として、地方政府の歳出関数に係る推計式を、林(2002)のように高次関数、あるいは、Hortas-Rico and Sole-Olle (2010)のように都市スプロールの程度に応じて構造変化とした区分線形、とする手法もある。ただ、双方とも次数あるいは区分の設定は、経験則に基づくもので、理論的根拠は明確ではない。

第2は、全市町村の歳出関数を同質と仮定している点である。というのは、理論モデルの変数には含まれないが、それ以外に重要な変数があり、それが地方政府の歳出関数の構造に影響する可能性がある。この対応として、地方政府の類型ダミーの導入、あるいは地方政府の歳出関数の類型別推計がある。ただ、どちらの場合も地方公共団体の類型を設定する必要があるが、その適正を明確に示せない。

そこで、我々は地方政府の歳出関数の推計式を理論的展開から導出した後、Tong(1983)が開発した閾値回帰分析、特に Hansen(2000)の手法に基づきその推計を行った。確かに、総務省が設定した市町村に係る類似団体の基準に従えば、行政的側面は反映されるが、経済面を含むそれ以外の要素は反映されない恐れがある。これに対して、

閾値回帰分析は統計的手法に基づき内生的にそれが決定されるため、類似団体の基準に係る有効性も検証できる側面がある。

前出の閾値回帰分析の結果、地方自治体の歳出関数において構造変化が生じる閾値を統計的に特定化できた。さらに、理論分析の帰結を概ね支持する推計となり、統計的に有意性が高い推計式に基づく計算に従うと、都市スプロールが1%進むと、提供義務を負う公共サービスの水準が高い市町村では0.3557%、それが低い市町村では0.1207%の公共サービスの限界供給費用の増加を導くとの帰結になった。

最後に、本稿の以下の構成を表す。第2節では続く実証分析で用いる地方政府の歳出関数に係る推計式を理論的に導出する。その後、第3節と第4節では、線形回帰および閾値回帰に基づきその推計を行い、1%の都市スプロールの進展により変化する公共サービスの限界供給費用を示す都市スプロール弾力性を計測する。さらに、第5節では本研究の結論と政策的提言を導出する。

2. 理論分析

本節では、続く実証分析が推計対象とする地方政府の歳出関数に係る理論モデルを構築する。具体的には、Hortas-Rico and Sole-Olle (2010)に従い、公共サービスの費用関数と需要関数を組合せて、地方政府の歳出額の決定要因を分析する推計式を導出する¹。なお、生産関数などの特定化は、Borchding and Deacon (1972)の想定を踏襲している。

2.1. 基本的枠組み

まず、公共サービスは労働量 L と資本量 K を生産要素として

$$O(L, K) = \bar{A} \cdot L^{\gamma} \cdot K^{1-\gamma}, \quad (1)$$

というコブ＝ダグラス型の生産関数に基づき生産されとする。生産関数が全国均一のため技術進歩などで変化するスケール係数 A は定数である。さらに、 O は公共サービスの生産量、 γ はゼロ以上1以下のパラメータである。なお、上線付の変数およびパラメータは定数を示す。この場合、労働量(L)と資本量(K)に関する公共サービスの限界生産物はそれぞれ以下ようになる。

¹ 我が国の歳出関数に係る実証研究では、歳出額と公共サービスの供給費用が区別されていないことが多い。しかし、Hortas-Rico and Sole-Olle (2010)などが主張するように、歳出額は公共サービスの供給費用だけでなく、それに対する需要にも依存すると考えられる。

$$\partial O / \partial L = \bar{\gamma} \cdot (O / L), \quad (2)$$

$$\partial O / \partial K = (1 - \bar{\gamma}) \cdot (O / K). \quad (3)$$

他方、本モデルでは労働量(L)の価格 w 、資本量(K)の価格 r を所与とするため、公共サービスの生産費用は、以下のようになる²。

$$C(L, K) = \bar{w}L + \bar{r}K. \quad (4)$$

次に、公共サービスの生産関数(1)を制約条件として、生産費用(4)の最小化問題を考える。具体的には、 λ を未定乗数としたラグランジェ関数(5)を労働量(L)と資本量(K)に関してそれぞれ変化させ、それをゼロとする。

$$\begin{aligned} \Phi &= C(L, K) + \lambda \cdot [\bar{O} - O(L, K)], \\ &= (\bar{w}L + \bar{r}K) + \lambda \cdot [\bar{O} - \bar{A} \cdot \bar{L}^\gamma \cdot \bar{K}^{1-\gamma}]. \end{aligned} \quad (5)$$

さらに、それに(2)式と(3)式を代入すると次式を得る。

$$w = \lambda \cdot \bar{\gamma} \cdot (O / L), \quad (6)$$

$$r = \lambda \cdot (1 - \bar{\gamma}) \cdot (O / K). \quad (7)$$

ここで、ラグランジェ関数(5)を生産要素 $M(=K, L)$ について変化させてゼロとすると

$$\frac{\partial \Phi}{\partial M} = \frac{\partial C}{\partial M} - \lambda \cdot \frac{\partial O}{\partial M} = 0, \quad M = L, K, \quad (8)$$

となる。つまり、ラグランジェ未定乗数 λ は、次に示すように公共サービスの生産に関する限界費用(C_o)と解釈できる。

$$\lambda = \left(\frac{\partial C}{\partial M} \right) / \left(\frac{\partial O}{\partial M} \right) = \left(\frac{\partial C}{\partial M} \right) \cdot \left(\frac{\partial M}{\partial O} \right) = C_o, \quad M = L, K. \quad (9)$$

そのため、費用最小化条件である(6)式と(7)式はそれぞれ

$$L = C_o \cdot \bar{\gamma} \cdot (O / \bar{w}), \quad (10)$$

$$K = C_o \cdot (1 - \bar{\gamma}) \cdot (O / \bar{r}), \quad (11)$$

となる。さらに、公共サービスの生産関数(1)に、(10)式と(11)式を代入すると

² Hortas-Rico and Sole-Olle (2010)は、Borcheding and Deacon (1972)に従い、資本の可動性を考慮してその価格は全国同一だが、非可動的な労働は各地域の労働市場で地方政府が需要独占の状況で決定できるとしている。日本でも資本に係る想定は踏襲できるが、市町村職員の給与改定は、民間賃金動向等に基づく国の取扱いや都道府県の勧告等に基づき行われ、さらに、基本的には国家公務員に準拠した俸給表などの全国で統一的な給与体系が確立される。したがって、Hortas-Rico and Sole-Olle と異なり、本研究では公共サービスの生産に係る賃金率は制度的に事前決定されたとした。

$$C_o = \bar{S}, \quad (12)$$

を得る．なお， $\bar{S} \equiv (1/\bar{A}) \cdot (\bar{w}/\bar{\gamma})^{\bar{\gamma}} \cdot [\bar{r}/(1-\bar{\gamma})]^{1-\bar{\gamma}}$ は，行政責任水準を示す．このため，公共サービスの費用関数は，以下のようなになる．

$$C(O) = O \cdot \bar{S}. \quad (13)$$

他方，林(2002)などに従うと，公共サービスに関しては，標準的な企業理論とは異なり，地方政府が公共サービスを生産する過程と地域住民がそれを消費する過程の2段階がある．したがって，様々な要因により，公共サービスの生産量と住民の最終的な消費量は，一致するとは限らない．本研究では，両者を乖離させる要因として，都市スプロールを中心とする地域環境を考える．つまり，公共サービスの消費量(q)は，次のように生産量(O)，スプロール変数(d)，地域環境ベクトル(z)により決定されるとする．

$$q = \frac{O}{d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i}}. \quad (14)$$

なお，都市スプロール(d)は，当該地域外に居住する開発業者の最適行動により事前決定される．一方，地域環境のベクトル(z)は，各地域の特徴であり外生的に決定されている．また，(13)式に(14)式を代入すると，公共サービスの費用関数は

$$C(q, d, z) = q \cdot d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{S}, \quad (15)$$

と生産量(O)から消費量(q)について変形できる．さらに，住民1人当たりでは，公共サービスの費用関数は，以下のように示すことができる．

$$c(q, d, z) = q \cdot d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s}. \quad (16)$$

ここで， $\bar{s}$ は住民1人当たりの行政責任水準を表す．なお，以降の小文字の変数は全て住民1人当たりであり，紛らわしくない場合は住民1人当たりとの表記は省略する．

他方，前出の公共サービスの費用関数(16)の各パラメータの解釈を考える．そこで，同関数を公共サービスの消費量(q)について変化すると

$$c_q(d, z) = d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s}, \quad (17)$$

となる．つまり，公共サービスの消費量(q)に関する限界費用(あるいは平均費用)を得る．両辺の対数をとると，次式を得る．

$$\ln c_q(d, z) = \alpha \cdot \ln d + \beta_i \sum \ln z_i + \ln \bar{s}. \quad (18)$$

さらに，両辺を d について変化させ整理すると，以下のようなになる．

$$(dc_q/dd) \cdot (d/c_q) = \alpha. \quad (19)$$

すなわち、公共サービスの費用関数(16)のパラメータ α は、都市スプロールが 1%進展した時に公共サービスの消費量(q)に関する限界費用が何%増加するか、を表す都市スプロール弾力性である。また、パラメータ β も同様に各地域環境変数の弾力性を示す。

ところで、上記の費用関数を推計するには、公共サービスの消費量(q)に関するデータが必要だが、一般的には利用できない。そこで、次に示す公共サービスの消費量(q)の需要関数との組合せから、それを含まない推計式を導出する。

2.2. 推計式

公共サービスの需要関数に関する一般的な合意はないが、住民の公共サービスの需要量が供給費用の負担割合とは負、所得や住民選好とは正の関係を示す中位投票者定理に基づくモデルが用いられることが多い。しかし、中位投票者の識別は難しいため、本モデルでは、地方政府は代表的投票者の効用である

$$\max_{x,q} U(x,q,v),$$

が最大になるように、私的財の消費量(x)と公共サービスの消費量(q)を決定するとする。なお、 v は所与の地域選好ベクトルである。

他方、この効用最大化問題には、以下の 3 つの制約式がある³。

$$\begin{cases} x + t \cdot b_r = y, \\ c = t \cdot b + g, \\ c = q \cdot d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s}. \end{cases}$$

第 1 式は代表的投票者の予算制約式、第 2 式は地方政府の住民 1 人当たりの予算制約式、第 3 式は公共サービスの消費量(q)に関する費用関数である。なお、平均税率の t 、代表的投票者の課税ベースの b_r およびその所得の y 、地方政府の課税ベースの b およびそれが受ける政府間財政移転額の g は、所与とする。

この 3 つの制約式を組合せると、統合予算制約式は

$$x + q \cdot d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s} \cdot (b_r/b) = y + g \cdot (b_r/b), \quad (20)$$

³ 日本の地方政府は、実質的に税率を自由に決定できないが、公共サービスは裁量的に決定できることが多い。そのため、本研究の理論分析では、制約条件に含まれる税率は一定としたが、公共サービスは代表的投票者の効用が最大になるように決定されるとした。この想定は、地方政府の代表者である首長は、制約的な制度のもとで次期選挙を考慮して、住民の要望を可能な限り応じようとする現状を反映している。

となる．なお、 (b_r/b) は(代表的投票者の納税額)/(非納税者を含む住民 1 人当り税収)であり、代表的投票者の租税負担割合を表す．さらに、それに g をかけた右辺第 2 項は、代表的投票者の租税負担割合も考慮した政府間財政移転額を示す．以上の考慮から、左辺は私的財と公共サービスの代表的投票者の支出額、右辺はその総所得を表す．

統合予算制約式(20)を前提とすると、代表的投票者の効用最大化の一階条件として

$$\frac{\partial U(x, q, \mathbf{v})/\partial q}{\partial U(x, q, \mathbf{v})/\partial x} = d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s} \cdot (b_r/b) \equiv p, \quad (21)$$

を得る．なお、租税価格である p は、公共サービスの消費量(q)に関する限界費用(c_q)と代表的投票者の租税負担割合(b_r/b)の積と定義される．公共サービスの消費量(q)に対する需要関数は、統合予算制約式(20)と代表的投票者の効用最大化の一階条件(21)の組合せから導出できる．

しかし、本モデルでは実証分析を行う上での推計式を容易に導出するために

$$q = \kappa \cdot p^\varepsilon \cdot y^\eta \cdot (g \cdot b_r/b)^\theta \cdot \prod v_j^{\lambda_j}, \quad (22)$$

と特定化する．つまり、公共サービスの消費量(q)は、基礎的公共サービス(κ)、租税価格(p)、代表的投票者の所得(y)、代表的投票者の租税負担割合(b_r/b)を考慮した政府間財政移転額(g)、地域選好(v_i)に依存する．なお、租税価格(p)のパラメータ(ε)は公共サービスの消費量(q)に係る租税価格弾力性、代表的投票者の所得(y)のパラメータ(η)はその所得弾力性となる．

さらに、公共サービスの消費量(q)に関する費用関数(16)式に(22)式を代入すると、地方政府の歳出額 e は、以下のようになる．

$$e = \kappa \cdot \left[d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s} \right]^{1+\varepsilon} \cdot (b_r/b)^{\varepsilon+\theta} \cdot y^\eta \cdot g^\theta \cdot \prod v_j^{\lambda_j}. \quad (23)$$

そして、(23)式の両辺の対数をとると

$$\begin{aligned} \ln e = & \ln \kappa + (1+\varepsilon) \cdot \alpha \cdot \ln d + (1+\varepsilon) \cdot \sum_i \beta_i \cdot \ln z_i \\ & + (\varepsilon+\theta) \cdot \ln(b_r/b) + \eta \cdot \ln y + \theta \cdot \ln g + \sum_j \lambda_j \cdot \ln v_j, \end{aligned} \quad (24)$$

となる．ここで、 $\mathbf{K} \equiv \kappa \cdot \bar{s}^{1+\varepsilon}$ である．他方、パラメータを簡素化した実際の推計式は次式のようなになる．

$$\begin{aligned} \ln e = & \chi + \phi_d \cdot \ln d + \sum_i \phi_{z_i} \cdot \ln z_i \\ & + \psi \cdot \ln(b_r/b) + \eta \cdot \ln y + \theta \cdot \ln g + \sum_j \phi_{\lambda_j} \cdot \ln v_j + \mu. \end{aligned} \quad (25)$$

なお、 $\chi (= \ln \mathbf{K})$ は定数項、 μ は攪乱項であり、添字は省略している．

ここで、(25)式に含まれる都市スプロール(d)、地域環境(z_i)という費用要因に関する係数 ϕ_i には、公共サービスへの需要の租税価格弾力性(ε)を含むため、それを各要因が公共サービスの供給費用に及ぼす直接効果と解釈できない。しかし、本研究では地方政府の歳出関数は線形対数と仮定しているため、各費用要因に関する係数 ϕ_i を $(1+\varepsilon)$ で割ると、前出の各弾力性を得る。なお、 $(1+\varepsilon)$ は $(1+\psi-\theta)$ から計算する。

3. 線形回帰分析

はじめに、前出の地方政府の歳出関数に係る推計式(25)に基づく線形回帰から分析を進める。なお、本節では我々の実証分析を進める上での方針を示すと同時に、線形回帰分析で用いるデータおよびその推計結果を表す。

3.1. データ

まず、推計期間は 2008 年度の単年度とする。複数年年度を対象とした方が適切かもしれない。しかし、本研究では平成の大合併の影響を排除するために、このように設定した。複数の市町村が広範囲で合併した場合、各旧市町村の都市構造がたとえコンパクトでも、結果的に新市内に旧市町村の中心部が点在することになる。市町村合併による行政コストの削減効果を前提とすると、それを跨ぐ複数年のデータを用いた場合、都市スプロールが進むと行政コストは削減される、とのミスリードが懸念されるからである。総務省(2010)によると、いわゆる平成の大合併は、2006 年までで概ね終了している。そのため、これ以降で全データが利用可能な 2008 年度市町村別クロスセクション・データを用いた⁴。

次に、分析対象は日本の 1093 市町村とする。この理由は次の通りである。サンプルには主要な説明変数に含まれる一戸建住宅戸数が調査対象とする市および直近の国勢調査における総人口が 1.5 万人以上の町村のみを含めた。その後、2008 年および 2008 年度に合併が行われた市町村を対象外とした。というのは、旧市町村から新市に統合された時期に変数間で統一性がなく、それが不明なものも含まれるためである。なお、主要変数に欠損値がある市町村もサンプルから除外している。

⁴ 市町村合併の促進を目的に、その前後に特別交付税、合併推進債、合併特例債などが導入された。そのため、合併市町村ではそれらにより歳出額を相対的に増加させた可能性がある。しかし、理論モデルに従うと、この歳出増加は政府間財政移転を通じた公共サービスの需要増加に起因する。したがって、推計期間を市町村合併の完了後とした場合でも、本研究が計測する都市スプロールに伴い変化する公共サービスの供給費用には影響を及ぼさない。

さらに、推計式(25)に含まれる変数として本研究が用いるデータを紹介する。なお、各変数の出所・定義一覧は表 1、その記述統計は表 2 にある。つまり、被説明変数(e)は各市町村の歳出額であり、説明変数は以下の通りである⁵。

＜表 1・表 2 挿入＞

はじめに、主要な都市スプロール(d)から説明する。この代理変数として、多くの先行研究では人口密度が用いられる。ところが、人口密度だけ用いた場合、住宅地の利用分布が反映されず、都市構造の描写が部分的になる恐れがある。例えば、図 2 に示したような、大規模マンションの多くが中心部に集中立地する A 市と、多くの一戸建住宅が郊外に分散立地する B 市、という総面積と人口が等しい 2 都市を考える。白色部分は開発地域、斜線部分はそれ以外とすると、両市の都市構造は、明らかに A 市がコンパクト、B 市はスプロールである。しかし、人口密度だけで判断すると、両都市は同じ構造となる。

＜図 2 挿入＞

都市スプロール現象の一つの定義として、断続的な市街地の過膨張を伴う低人口密度の都市成長、とある。この定義に従い、本研究では、都市スプロールを測る変数(d)を、一戸建住宅戸数 $\times$ (1/人口密度)、とした⁶。第 1 要素の一戸建住宅戸数は、断続的な市街地の過膨張を表す。通常、都市部は地価が高く土地利用にも制限もあり、一戸建住宅は郊外に拡散的に建設されることが多い。すなわち、一戸建住宅が多い地域は、市街地が断続的に膨張していると解釈できる。他方、第 2 要素は人口密度であり、逆数のため人

⁵ 被説明変数が歳出総額の場合、各市町村の行政権能差の代理変数となる人口を含まないため、その影響は排除されるが、本研究では租税負担割合に係るデータの利用制約から住民 1 人当り歳出額を用いている。

⁶ 都市スプロール変数に対する考察を示す。第 1 は、統計データに基づいて一定の基準により都市的地域を定めた人口集中地区の人口および面積の考慮である。人口集中地区は、国勢調査基本単位区および基本単位区内に複数の調査区がある場合は調査区を基礎単位として、原則として人口密度が 1 平方キロメートル当たり 4,000 人以上の基本単位区等が市区町村の境域内で互いに隣接して、それらの隣接した地域の人口が国勢調査時に 5,000 人以上を有するこの地域とされる。人口集中地区データの使用方法としては、各市町村における同地区の人口や面積の占有率、例えば、ハーシュマン・ハーフィンダール指数の導入がある。確かにこの手法に従うと、各市町村の中で人口集中地区が占める割合は把握できるが、その情報だけでは同地区が点在しているか否かまでは分からない。つまり、人口集中地区の面積と人口が同じ市町村は、同じ都市成長のパターンと判断される。都市スプロールを表現するには、やはり空間情報が必要だが、残念ながら日本ではその整備は進んでいない。そこで、本研究では、代替的に一戸建て住宅戸数を用いている。第 2 は、構成要素に地価を含める可能性である。本研究の理論モデルでは、都市スプロールは前期の地価に基づき今期の地価はそれに影響を及ぼさないと考え、この構成要素に含めていない。

口密度が低い地域ではその値は増加する⁷。したがって、都市スプロール変数(d)が高い地域では、都市スプロールが深刻化している、と解釈できる。

理論分析の(14)式に従うと、都市スプロールが進む地域において、他地域と同水準の公共サービスの消費量(q)を維持するには、その生産量(O)を増加させる必要となる。このため、都市スプロール(d)と地方政府の歳出額(e)には、正の因果関係があると予想する。ただ、密集都市では交通渋滞の多発等を通じて、その効率性が低下することも考えられる。つまり、都市スプロール(d)の係数(ϕ_d)には、理論的には正と負のどちらの可能性があり、正の場合は都市スプロール、負の場合は混雑効果、を通じた公共財に係る供給費用の増加効果が相対的に大きいと解釈できる。

次に、費用要因を示す他変数である地域環境(z)の代理変数として、空家率と築深住居率を適用する⁸。空家率が高い地域は面積当りの住宅数が少ない一方、築深住居率が高い地域は土地区画整理が進捗せず狭い道路が複雑に入り組むと推測される。さらに、地域環境に空家率を含める推計式は、都市部の虫食い状態を考慮している。これらの地域では他地域と比べて、公共サービスの供給に係る面積当りの効率性は低い。すなわち、都市スプロール(d)に適用した論旨に従うと、地域環境を表す両変数(z_i)の係数(ϕ_{z_i})の符号は正と予想される。

最後に、公共サービスの需要要因を示す変数の説明を行う。第1の所得(y)として、課税所得額を用いる。前述の通り、この係数(η)は公共サービスの消費量に対する所得弾力性であり、市町村の公共サービスを住民が上級財とみなす場合は正、下級財とみなす場合は負となる。第2の地域選好(v)の代理変数として、15歳未満人口と診療費を用いる。15歳未満人口は児童福祉に関する需要、診療費は住民の地域医療への需要を表す代理変数である。したがって、地域選好を表す両変数(v_i)の係数(λ_i)は、一般的には正と考えられる。

第3の政府間財政移転額(g)は地方交付税交付金総額である⁹。地方交付税の目的は、どの地域に住む住民にも標準的な公共サービスや基本的な社会資本が提供されるよう

⁷ 人口密度を定義する場合、分子の人口には、総人口、雇用者数、住宅数等、分母の面積には、総面積、可住地面積、人口集中地区面積等の選択肢がある、様々な組合せがあり各人口密度には利点があるが、本研究では最も一般的な(総人口/総面積)を用いた。

⁸ 地域環境の変数に地価を含める可能性もあるが、ヘドニック・アプローチなどに従うと、地価は地域環境の経済評価に係る代理変数のため、地域環境を直接的に示す変数を採用した。

⁹ 理論モデルでは、政府間財政移転と税収の合計である所与の一般財源を前提に、地方政府が代表的投票者の効用が最大になるように、私的財と公共サービスの消費量を決定している。そのため、政府間財政移転のデータとして、中央政府から使途が限定される国庫支出金などは適切ではない。

に、地方公共団体間の財源の不均衡を調整して、各々に財源保障することである。具体的には、標準的な地方税収入である基準財政収入が、標準的な公共サービスの提供に必要な費用である基準財政需要に満たない場合、地方交付税が交付される。しかし、地方交付税の使途は、地方公共団体の規模あるいは地域性に依存すると考えられる。というのは、各地域の住民は概ね前出の標準的な公共サービスや基本的な社会資本を求め、それが満たされると、今度は高水準の公共サービスや高度な社会資本を要求すると考えるからである。通常、小規模あるいは地方部の地方公共団体は自主財源が潤沢でないことから、標準的な公共サービスや基本的な社会資本が満たされないことが多い。したがって、このような地方公共団体に地方交付税が交付されても、住民の要望に応じてその大部分はこれらの経費に費やされるが、内容が標準的あるいは基礎的に限定されるため歳出額は小規模となる。すなわち、地方交付税の使途がこのような市町村が支配的な場合は、政府間財政移転額(g)の係数(θ)の符号は負になる。これに対して、大規模あるいは都市部の地方公共団体は、自主財源が潤沢なことから、それに基づき標準的な公共サービスや基本的な社会資本は既に供給されていることが多い。このため、このような地方公共団体に地方交付税が交付されると、住民の要望に応じてそれを超える内容の公共サービスや社会資本が提供されるので、歳出額も相対的に大規模になる。地方交付税の使途がこのような市町村が支配的な場合は、政府間財政移転額(g)の係数(θ)の符号は正になる。

第 4 の租税負担割合(b_r/b)は、当該地域の居住者に関する(代表的投票者の平均納税額)/(非納税者を含む住民 1 人当り税収)だが、分子(b_r)は(市町村税収)/(納税者数)、分母(b)は(市町村税収)/(地域労働人口)と定義できるため、(地域労働人口)/(納税者数)とした。なお、政府間財政移転(g)の係数(θ)は、理論的には正と負の双方の可能性がある。そのため、 $\theta > 0$ の場合は「 $\Psi < 0$ 」、 $\theta < 0$ の場合は「 $\Psi < 0$ のかつ Ψ の絶対値 $> \theta$ の絶対値」となる必要がある。

3.2. 推計結果

本項では、閾値回帰分析に先立ち、最小二乗法に基づく上記の市町村別クロスセクション・データを用いた(25)式の回帰分析から、前出の地域環境(z)と地域選好(v)の組合せから特定化された、5 種類の市町村の歳出関数について、表 3 の通り推計を行った。はじめに、主要変数である都市スプロール(d)をみると、全ての推計式において両側 1%水

準で統計的に有意で正となった。すなわち、理論的には公共サービスの混雑効果の可能性もあったが、都市スプロールが進むと、市町村の歳出は増加することが実証された¹⁰。

<表 3 挿入>

理論分析で述べたように、費用要因に関する係数 ϕ_i を $(1+\varepsilon)$ で割ると、それは公共サービスの限界供給費用に及ぼす直接効果となる。この計算を都市スプロール(d)について行くと都市スプロール弾力性を導出でき、0.1161~0.1600 となった。つまり、都市のスプロール現象が 1%進むと、市町村の公共サービスの限界供給費用は 0.1161~0.1600%増加すると言える。スペインの地域データを用いて計測した Hortas-Rico and Sole-Olle(2010)では同弾力性は 0.14~0.24 であり、本研究の推計も妥当な水準であると判断される。

次に、その他の費用要因に関する推計結果を確認する。地域環境(z)である空家率と築深住居率の 2 変数は、全てのケースで両側 1%水準において統計的に有意で正となった。前述の通り、空家率や築深住居率が高い地域では、公共サービスの面積当りの供給が非効率となり、市町村の歳出額は大きくなる。

他方、需要要因に関する推計結果は、以下の通りである。第 1 に、所得(y)は全推計式において両側 1%水準で統計的に有意で負となった。前述の通り、この係数は公共サービスの消費量に対する所得弾力性のため、我が国の市町村の公共サービスは下級財と考えられる。第 2 に、政府間財政移転額(g)については、全ての推計式でその符号はマイナスとなり、地域選考(v)に医療費も含んだ Model B においては、両側 5%水準において統計的に有意となった。すなわち、我が国の多くの市町村における地方交付税の主な使途は、標準的な公共サービスや基本的な社会資本の提供に係る経費であることを示唆している。

第 3 に、地域選好(v)について考察する。15 歳未満人口は全てのケースで、両側 1%水準で統計的に有意で負と我々の予想に反する結果となった。幼児・児童等に関する施設は、人員に関係なく一定水準の施設規模や職員が必要である。そのため、この推計結果は、15 歳未満人口が少ない地域では規模の経済が働かず、住民 1 人当りにすると需要

¹⁰ 日本では歳出額と人口規模には明確な U 字型の関係を確認されている。ただ、前述の通り、我が国の先行研究の多くは、歳出額と公共サービスの供給費用を区別しておらず、上記の要因分析に基づき、費用関数を U 字型となる高次関数に特定化した懸念がある。また、本研究の都市スプロール変数と歳出額の間にはその関係は確認されておらず、歳出関数の実証分析と本研究とは直接的な関連は少ない。

要因が支配的となり、歳出額を増加させたと思われる。他方、診療費の係数は、両側1%水準で全ての推計式において、理論分析の示唆の通り統計的に有意で正となった。

以上のように推計結果は、全体として概ね良好なものであり、理論分析で示された公共サービスの供給費用並びにそれに対する需要は、ともに地方政府の歳出額に対して重要であることを示している。このような線形推計式に基づく実証分析は、共拙稿(2015)を含めて我が国における都市スプロールが及ぼす地方公共費用への影響を推計した先駆的な基盤研究として貢献は大きい、2つのバイアスが考えられる。

第1は、地方政府の歳出関数が線形との仮定である。この対応として、前述のように Hortas-Rico and Sole-Olle (2010)では、地方政府の歳出関数を都市スプロールの程度に応じて構造変化するとして、区分線形の推計式に基づき、それを推計している。このような経験則に基づく設定の客観性や有効性を完全には否定しないが、区分設定の基準は適切かとの問題が残る。

第2は、全市町村の歳出関数を同質とする仮定である。つまり、理論モデルの変数には含まれないが、それ以外に重要な変数が地方政府の歳出関数の構造に影響する可能性がある。この問題の対応として、地方公共団体の類型ダミーの導入、あるいは、地方政府に係る類型別の歳出関数の推計がある。しかし、どちらの場合でも、地方公共団体の類型を適切に設定できるかという課題がある。確かに、総務省が示す市町村に係る類似団体の基準に従えば、行政面は反映されるが、経済面を含むそれ以外の要素は反映されない恐れがある。

そこで、次節以降では「データおよび分析結果がグループ分けの全てを統計的手法に基づき内生的に決定する」との特徴があり、上記の問題に対応する閾値回帰分析を行う。

4. 閾値回帰分析

前述の通り、我々は線形回帰分析に係る課題に対応するため、Hansen(2000)の閾値回帰分析を用いる。本節では、閾値回帰分析の特徴および閾値変数の選択を説明した後、それに基づく市町村の歳出関数の推計結果を示す。

4.1. 閾値回帰分析の概要

閾値モデル(threshold model)は、非線形モデルの一種と位置付けることができるが、ある閾値を境にモデルが大きく変化するようなデータをモデル化する場合に便利である。

すなわち、閾値モデルはある変数(threshold variable)が、ある閾値を超えているかどうかにより、異なるパラメータを持つことを許容したものであり、その閾値をも内生的に決定できることから、非常に利用価値は高いものと思われる。したがって、近年、経済学の実証分析において利用されている。例えば、近年の Threshold model の有益なサーベイとして、Hansen(2011), Tong(2011, 2013)などがあげられるが、Hansen(2011)は経済学における Threshold model を用いた実証分析の詳細なサーベイである¹¹。

いま、(26)式のような閾値回帰式を考えよう。

$$y_i = \theta'x_i + \delta_n'x_i(\gamma) + e_i \quad i=1 \cdots n. \quad (26)$$

ここで、 $x_i(\gamma) = x_i\phi_i(\gamma)$ と定義され、 $\phi_i(\gamma) = \{TH_i \leq \gamma\}$ であり、 TH_i が γ 以下の値をとる場合は 1、それ以外の場合は 0 となるダミー変数である。 TH_i は threshold variable に指定した変数であり、 γ はその閾値である。なお、 TH_i は説明変数 x_i の構成要素でもかまわない。

ダミー変数 $\phi_i(\gamma)$ は γ の値が既知であれば容易に作成できるが、多くの場合 γ は未知である。そこで、閾値が未知の場合、threshold variable である TH_i の値を昇順に並び変え、この系列の全体の 15% から 85% の値を γ の候補としている(Chan 1993, Hansen 1996, 1997 などを参照)。

また、(26)式を行列表記すれば、

$$Y = X\theta + X_\gamma\delta_n + e, \quad (27)$$

となる。(27)式におけるパラメータ θ と δ の LS 推定量は、(27)式における残差平方和 $S_n(\theta, \delta, \gamma)$ を最小化することで得られる。つまり、任意の γ について、それは

$$S_n(\gamma) = S_n(\hat{\theta}(\gamma), \hat{\delta}(\gamma), \gamma), \quad (28)$$

と書き直すことができる。なお、 $\hat{\theta}$ と $\hat{\delta}$ は(27)式の残差平方和 $S_n(\theta, \delta, \gamma)$ の最小化から得られるパラメータである。そして、(28)式の残差平方和を最小化する γ 、すなわち、

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_n} S_n(\gamma),$$

を求めることで、最適な threshold variable の閾値 γ を求めることができる。

¹¹ Threshold model は沖本(2010), Enders(2010)などの教科書にも大きく取り上げられている。さらに、山田・大林(2009)は計量経済ソフトの観点からのサーベイを行っている。また、閾値効果を考慮した財政・金融分野の和文文献として、例えば、山根・矢野(2012), 亀田(2009)などが挙げられる。なお、亀田(2009)は Kameda(2014)として出版されている。

ところで、我々の目的の 1 つは閾値効果が存在するのか、つまり、threshold variable に指定した変数 TH_i が γ の水準より大きいのか小さいのかによりパラメータが異なるか否か、を検証することにある。そこで、(26)式を以下のように書き直す。

$$y_i = \alpha + \beta_1' x_i \phi_1(TH_i \leq \gamma) + \beta_2' x_i \phi_2(TH_i > \gamma) + e_i. \quad (29)$$

閾値効果は、次の帰無仮説の検定から確認できる。

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2.$$

この帰無仮説は「閾値効果がない」であり、対立仮説(H_1)は $\beta_1 \neq \beta_2$ 、すなわち「閾値効果がある」である。帰無仮説の棄却は、閾値効果の存在すること、言い換えれば、 γ の水準により説明変数 x_i のパラメータが異なる、ことを意味する。

また、(29)式から得られる残差平方和を $URSSR$ 、「閾値効果がない」つまり、線形モデルである次式から計算される残差平方和を $RSSR$ とする。

$$y_i = \alpha + \beta' x_i + e_i.$$

これらの残差平方和を利用すると、閾値効果の有無を検定するラグランジュ乗数(LM)検定統計量は、以下のように求めることができる。すなわち、

$$LM = T \frac{(RSSR - URSSR)}{RSSR},$$

であり、 T はサンプル数を意味する。Hansen(1996,2000)はブートストラップ法を利用することで、検定統計量の臨界値並びに P 値を得ている。具体的には、Hansen(2000)は(29)式の推定から得られた残差 $\hat{u}_i^2$ を利用して、 $N(0, \hat{u}_i^2)$ から乱数を発生させ

$$y_i^b = \hat{\alpha} + \hat{\beta}' x_i + e_i^b, \quad (30)$$

より、ブートストラップサンプル y_i^b を発生させることを提案している。そして、このブートストラップサンプル y_i^b を使って計算された(29)式の残差平方和を $URSSR^b$ 、(30)式の残差平方和を $RSSR^b$ とすると、ブートストラップサンプルによるラグランジュ乗数 (LM^b)検定統計量は

$$LM^b = T \frac{(RSSR^b - URSSR^b)}{RSSR^b},$$

と表すことができる。これを n 回繰り返し $LM^b > LM$ となる回数を m とすると、LM 検定統計量の p 値は以下のように計算できる。

$$p = m/n.$$

なお、一般に n は 1000 回以上が推奨されている。また、推定された閾値の信頼区間は(31)式の尤度比(LR)検定統計量により得ることができる。Hansen(2000)ではこの尤度比(LR)検定統計量の信頼限界が明らかにされており、95%信頼限界は 7.35 である。

$$LR_n(\gamma) = T \frac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})}, \quad (31)$$

ここで、閾値モデルを利用すると、実際の推計式である(25)式は

$$\begin{aligned} \ln e = & [\chi_1 + \varphi_{d1} \cdot \ln d + \sum_i \varphi_{zi1} \cdot \ln z_i + \psi_1 \cdot \ln(b_r/b) \\ & + \eta_1 \cdot \ln y + \theta_1 \cdot \ln g + \sum_j \varphi_{\lambda_{j1}} \cdot \ln v_j](TH_i \leq \gamma) \\ & + [\chi_2 + \varphi_{d2} \cdot \ln d + \sum_i \varphi_{zi2} \cdot \ln z_i + \psi_2 \cdot \ln(b_r/b) \\ & + \eta_2 \cdot \ln y + \theta_2 \cdot \ln g + \sum_j \varphi_{\lambda_{j2}} \cdot \ln v_j](TH_i > \gamma) + \mu, \end{aligned} \quad (32)$$

となる¹²。つまり、市町村の歳出は threshold variable(TH_i)の値に依存し、推計式の係数は閾値である γ の値を境に異なる。これは、都市スプロール現象を通じた行政コストが、推定された閾値 γ の値を境に異なることを想定している。

4.2. 閾値変数の選択

閾値モデルを推計する際に重要となるのが、threshold variable(TH_i)の選択である。しかし、必ずしも明確な基準はなく、モデル内の変数を利用することも可能である。確かに、その選択は大きく研究者に委ねられているが、市町村の歳出関数とは無関係の場合、その経済学的な意味付けは難しい。

本研究の目的は、市町村の歳出関数の推計に基づく、都市スプロールの進展により変化する行政コストの計測である。もし都市スプロールの進展という観点に着目して、閾値変数を選択するなら、人口や面積などがその有力な候補として挙げられるだろう。ところが、理論分析の結果から実証分析に利用する変数単位は、住民 1 人当たりで表されており、さらに、都市スプロール変数を作成する上で人口や面積は考慮されている。また、都市スプロール変数は、市町村の歳出関数の推計式の中で重要な説明変数の 1 つであることは間違いないが、その 1 つに過ぎないとの見方もできる。

他方、市町村の歳出関数という点に着目するなら、その状況や状態が有力な候補となるだろう。具体的には、市町村の財政力や理論モデルの定数項が含む費用要因でもある

¹² 本研究では、全てのパラメータが変化すると想定したが、モデルに含まれる一部のパラメータだけが状態に応じて変化すると仮定することも可能である。

行政責任水準などがその候補となる。そこで、本研究では市町村のより包括的な状況を考慮するため、表 1 で解説した「行政権能(s_1)×住民 1 人当り行政量(s_2)」と定義される住民 1 人当り行政責任水準($\bar{s}$)を閾値変数(TH_i)とする。第 1 要素の行政権能(s_1)は、例えば、中核市から指定市、というように地方自治法で規定された区分が昇格すると、各市町村の行政権能は拡大して、その業務も質量とも高度化することを表している。総務省は市区町村を人口により指定市、中核市、特例市、市、町村と 5 つに区分している。そこで、我々は各区分の業務内容を 5, 4, 3, 2, 1 という値で表現した。

他方、第 2 要素の住民 1 人当り行政量(s_2)は、以下の通り解釈できる。例えば、同じ指定市も中でも人口要件を容易に満たす指定市と、辛うじてそれを満たす指定市では、1 人当りの行政サービス量は異なる。他方、市制に一度移行すると、人口減少により市の人口規模を満たせない場合でも、町制に戻ることはなく、現在の行政責任水準と乖離している可能性がある。この場合、同じ行政権能を持つ市町村でも人口規模が異なるため、住民 1 人当りにすると行政量に格差が生じる可能性がある。この要素は地方公共団体の形式的な区分のみでは測ることができない側面も考慮している。

例えば、住民 1 人当り行政量(s_2)は、中核市の場合は(30 万人/総人口)となる。実際の人口も 30 万人の場合、それは 1 となるため、行政責任水準($\bar{s}$)は総務省の 5 区分と一致する。一方で、実際の人口が要件人口よりも少ない場合、 s_2 の部分が 1 以下となり、行政責任水準($\bar{s}$)は総務省が設定した区分に基づく行政権能(s_1)より小さくなる。この場合、過大な行政権能のもとで、行政サービスを提供していると評価できる。なお、分子の人口は、指定市、中核市、特例市については各々の人口要件、一般市、町村については総務省が示した市区町村の類似団体の区分にしたがっている。

<図 3 挿入>

以上のように、本研究の閾値変数である行政責任水準($\bar{s}$)は独自指標である。しかし、その構成要素は客観的指標であり、恣意性は可能な限りは排除している。なお、作成した行政責任水準($\bar{s}$)の記述統計表とヒストグラムが表 2 並びに図 3 である。さらに、表 2 を見ると平均は 1.723 であり、これを行政権能で評価すれば、市の水準には満たないが、比較的それに近い水準と言える。また、図 3 に示される通り、その分布は大きく右に歪んでおり、0.5 から 2 までの間に全体の約 80%の市町村が含まれている。

4.3. 推計結果

本研究では、(32)式の閾値回帰式を用いて、5種類の市町村の歳出関数について推計した。なお、本推計も線形回帰分析で示したデータを用いる。さらに、前述の通り本モデルの閾値変数(TH_i)は行政責任水準($\bar{s}$)であり、 γ は閾値を意味する。市町村の歳出関数は、threshold variableである行政責任水準($\bar{s}$)の値に依存して、推計式の係数、言い換えれば、公共サービスの限界供給費用に関する都市スプロール弾力性は、閾値である γ の値を境に異なる。

他方、図4の黒の実線は各推定式のLR検定統計量の推移を、赤の実線はHansen(2000)による95%信頼限界を表している。また、表4は各推定式におけるHansen(1996, 2000)のLM検定統計量および推定された閾値の95%信頼区間、および閾値回帰分析の推計結果を表している。同表によると、全ての推定式においてLM検定統計量のP値は0.00である。つまり、「閾値効果がない」という帰無仮説は棄却され、閾値効果が存在することを強く示唆している。

ここで、推定された閾値は各推計式で共通の2.7333である。これは厚木市の行政責任水準であり、分析対象の1093市町村の中でそれが低い方から928番目、全体の約85%の水準に位置する。つまり、この結果は、厚木市の行政責任水準を境に、日本の地方政府は、15%の行政責任水準が高い市町村と85%のそれが低い市町村の2分割できることを示唆している。

<図4・表4挿入>

次に、表4に示される閾値回帰式の推計結果について、詳しく見ていこう。はじめに、主要変数である都市スプロール(d)をみると、全ての推計式において両側1%水準で統計的に有意で正となった。すなわち、市町村の行政責任水準に関係なく、都市スプロールが進むと、市町村の歳出額が増加することが実証された。一方、公共サービスの限界供給費用に関する都市スプロール弾力性は、市町村の行政責任水準に大きく影響を受ける。つまり、同水準が閾値である2.7333以下の市町村の都市スプロール弾力性は0.0943~0.1375であり、線形回帰分析とほぼ同値である。しかし、行政責任水準が閾値である2.7333より大きい市町村の都市スプロール弾力性は0.2818~0.4240であり、行政責任水準が低い市町村と比較すると、2倍から4倍の値となる。すなわち、行政責任

水準が高い市町村では、都市スプロールが進むと、それが低い市町村より公共サービスの限界供給費用は増加すると言えよう。

さらに、費用要因に関する空家率と築深住居率の推計結果を確認する。空家率は、全ての推定式で両側 5%水準以上において統計的に有意で正となった。空家率が高い地域では、公共サービスの面積当りの供給が非効率となり、市町村の歳出額は大きくなると言える。ここで、都市スプロールの場合と同様に公共サービスの限界供給費用に関する空家率に係る弾力性を計算しよう。推定結果が安定している Model A2 を利用すると、行政責任水準が高い市町村における弾力性が 0.4311、それが低い市町村における弾力性は 0.1007 となる。一方、線形回帰分析の Model A2 から得られる空家率弾力性は 0.1457 であり、都市スプロール弾力性の場合と同様に、行政責任水準が低い市町村における弾力性に近い値である。すなわち、都市スプロール弾力性の場合と同様に、行政責任水準が高い市町村において、空家率弾力性が高く、公共サービスの限界供給費用への影響は相対的に深刻であることが示唆される。一方、線形回帰分析のケースと異なり、築深住居率の公共費用への効果は必ずしも明確とは言えない。

他方、需要要因に関する推計結果は、次の通りである。第 1 に、所得(y)は全推計式において両側 5%水準以上で統計的に有意で負となり、我が国の市町村の公共サービスは下級財と考えられる。第 2 に、15 歳未満人口は全てのケースで、両側 1%水準で統計的に有意で負となった。他方、診療費の係数は、符号は正であり理論的分析と整合的ではあるが、統計的に有意ではなく、診療費の効果は必ずしも明確とは言えない。

第 3 に、政府間財政移転額については、地方政府の行政責任水準により、その係数が行政責任水準が低い市町村では負、それが高い市町村では正とその影響が異なった。つまり、線形回帰分析の場合と同様に、低行政責任水準が低い多くの市町村では、地方交付税の用途は標準的な公共サービスや基本的な社会資本の提供に係る経費である。ところが、行政責任水準が高い市町村の多くでは、それを超える内容の公共サービスや社会資本を提供するために地方交付税が使用されていると言える。

以上のように閾値回帰分析の推計結果は、全体として概ね良好なものであるが、主な貢献として次の 3 点を挙げることができる。第 1 に、地方政府の歳出関数の係数は、厚木市の行政責任水準を境として、行政責任水準の高い市町村とそれが低い市町村で異なることが明らかとなった。第 2 に、公共サービスの限界供給費用に関する都市スプロール弾力性は、市町村の行政責任水準に大きく影響を受ける。具体的には、行政責任水準

が高い市町村とそれが低い市町村の都市スプロール弾力性を比較すると、前者は後者の2倍から4倍の値を示している。これは、第3に、政府間財政移転額も市町村の行政責任水準によりその影響が異なる。言い換えれば、政府間財政移転額は、行政責任水準が高い市町村では歳出額を増加させるが、それが低い市町村では歳出額を減少させるという結果になった。

5. おわりに

本研究では、市町村の歳出関数の構造変化に着目して、1%の都市スプロールの進展が、何%の公共サービスの限界供給費用の増加を導くかを意味する公共サービスの限界供給費用に関する都市スプロール弾力性を計測した。具体的には、市町村の歳出関数を理論的に導出した推計式に基づき、2008年度の我が国の市町村別クロスセクション・データを用いた閾値回帰から計測している。

統計的に安定的な推定結果に基づくと同弾力性は、提供義務を負う公共サービスの水準が高い市町村では0.3557、それが低い市町村では0.1207となった。すなわち、行政権能と住民1人当たり行政量の積と定義する行政責任水準が高い大規模市町村、あるいは、人口減少から人口要件を満たさない市において、都市スプロールの公共費用への影響は相対的に大きくなる。

上記の結果は、次のように解釈できる。町村では保健所などの権能がなく、都道府県がそれを代行する場合があるため、行政責任水準が低い市町村では、その業務に係る供給費用が計上されておらず、都市スプロール弾力性が低い。指定市など行政責任水準が大きい市町村では、大規模な初期投資が必要な固定費用が高い費用逡減事業を実施している可能性が高く、その供給費用が計上されることから、都市スプロール弾力性が高く推計された可能性がある。この背景として、各地方公共団体は自らの行政権能を十分に把握した上で、その範囲内で合理的かつ効率的に行動した結果とも言える。

また、以下のような推測もできる。例えば、都市スプロールの影響が大きい公共サービスとして水道がある。しかし、中山間地域では公営水道ではなく簡易水道を住民は多用している。一般的に簡易水道は集落コミュニティーが自治管理している。そのため、中山間地域の市町村は周辺地区に公営水道の維持管理サービスにあまり費用を要していない。ところが、大規模な市町村などでは、水道サービスは全住民に提供する必要が

ある。したがって、都市スプロールが進展して供給の効率性が低下すると、行政コストが他の市町村より高くなったと解釈できる。

以上の分析結果から、我々は次のような政策提言を行う。我が国では第3次安倍内閣は地方創生を掲げ、その達成に向けて「まち・ひと・しごと創生基本方針 2015」がまとめられた。この中で、都市のコンパクト化が謳われているが、本研究の推計結果に従うと、都市スプロールの進展に伴う公共費用への影響は、大規模な市町村などで相対的に大きい。したがって、コンパクトシティに係る施策を行う場合、地方一律ではなく対象をそれに絞って行うべきである。

最後に、今後の検討課題を示して本稿を締め括る。第1に、行政責任水準により異なる市町村の業務内容の相違から生じる都市スプロール弾力性への影響の排除である。この対応として分野別推計、特に水道やごみ収集など行政責任水準が異なる場合でも同質となる基礎的公共サービスに限定した推計である。ただ、この場合には市町村間で業務が重複する一部事務組合や広域行政の調整が必要となる。また、同質の公共サービスには、バス、病院もあるが、前者は実施する市町村が少なく、後者は診療科目により地域間格差が生じるという問題も含む。

第2に、政策面では都市の郊外化に伴う税収増加の評価である。森林や田園地域を開発すれば、その資産価値は上昇し、地方政府の潜在的な財源は拡大する。そのため、都市の郊外化は行政コストを増加させるが、それに関連財源からの税収増も期待できる。このため、都市スプロールが及ぼす地方財政の純効果を正確に評価するには、それらの分析も今後は必要と考えられる。

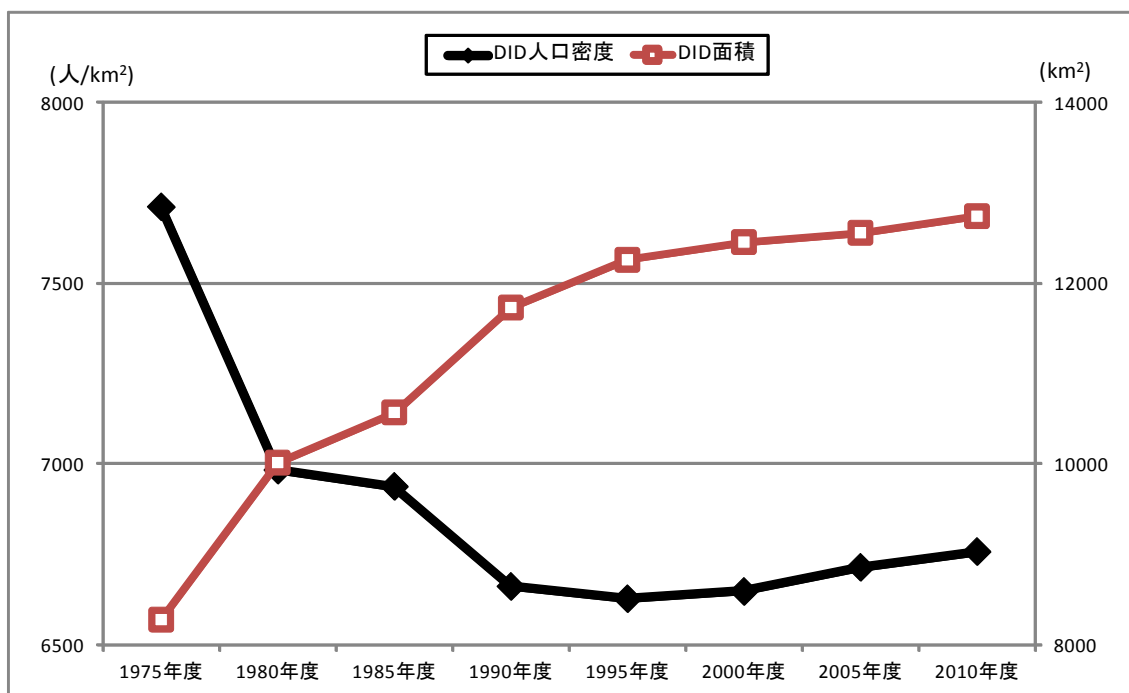
第3に、本稿の閾値回帰分析では、全てのパラメータが変化すると想定した。しかし、モデルに含まれる一部のパラメータだけが状態に応じて変化すると仮定することも可能である。今後の研究ではこの場合の推計も検討する。第4に、Caner and Hansen(2004)は操作変数法へ Hansen(2000)の手法を拡張しており、閾値効果を考慮したうえで内生性バイアスなどへの対応も可能となっている。今後の研究では、そのような実証分析も必要と考えられる。第5に、本稿ではデータの制約上、クロスセクション・データによる分析を行った。しかし、磯島・木立(2005)で指摘されるように、クロスセクション・データによる分析には限界があるのかもしれない。今後、パネルデータが利用可能となり次第、例えば、Hansen(1999)が提唱した閾値回帰分析の手法に基づき、それを用いた分析も検討したい。

参考文献

- 磯島徹,木立力(2005)「地方交付税フライペーパー効果の再検討：市町村パネルデータによる計測」『青森公立大学経営経済学研究』第10巻第2号,pp.41-52.
- 沖本竜義(2010)『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』,朝倉書店.
- 亀田啓悟(2009)「財政支出の需要創出効果：閾値多変量自己相関モデル（Threshold VAR）を用いた分析」関西学院大学 Working paper,44.
- 総務省(2010)「平成の合併」について」, www.gappei-archive.soumu.go.jp, 2013年11月14日閲覧.
- 林正義(2002)「地方自治体の最小効率規模－地方公共サービス供給における規模の経済と混雑効果－」『フィナンシャル・レビュー』第61号, pp.59-89.
- 山田節夫,大林守(2009).「Threshold Regression マニュアル:計量経済ソフト Eviews 5.1 用プログラム」『東アジア諸国の計量分析：成長と生産性』『アジア諸国の産業発展と中小企業』モノグラフシリーズ,第7巻, pp. 65-78.
- 山根智沙子,矢野順治(2012)「金融システムと経済成長：閾値回帰分析によるアプローチ」『広島大学経済論叢』36(1), 67-78.
- Borcheding, T. and Deacon, R. (1972) “The demand for the services of non-federal governments,” *American Economic Review*, 62(5), pp.891-906.
- Caner, M. and Hansen, B.E. (2004) “Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model,” *Econometric Theory*,20(5),pp. 813-843.
- Carruthers, J. I. and Ulfarsson, G. F. (2003) “Urban sprawl and the cost of public services,” *Environment and Planning B: Planning and Design*, 30(4), pp.503-522.
- Carruthers, J. I. and Ulfarsson, G. F. (2008) “Does smart growth matter to public finance? Evidence from the United States,” *Urban Studies*, 45(9), pp.1791-1823.
- Chan, K.S. (1993) “Consistency and limiting distribution of least squares estimator of a threshold autoregressive model,” *The Annals of Statistics*,21,520-33.
- Enders, W. (2010) *Applied Econometric Time Series*, 3rd edition, Wiley, New York.
- Hansen, B.E. (1996) “Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis,” *Econometrica*, 64(2), pp.413- 430.

- Hansen, B.E. (1997) "Inference in TAR models," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2(1), pp.1-14.
- Hansen, B.E. (1999) "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference" *Journal of Econometrics*, 93, pp. 345-368.
- Hansen, B.E. (2000) "Sample splitting and threshold estimation," *Econometrica*, 68(3), pp. 575–604.
- Hansen, B.E. (2011) "Threshold autoregression in economics," *Statistics and Its Interface*, 4, pp. 123–127.
- Hortas-Rico, M. and Solé-Ollé, A. (2010) "Does urban sprawl increase the costs of providing local public services? evidence from Spanish municipalities," *Urban Studies*, 47(7), pp. 1513-1540.
- Ida T. and Ono H. (2015) "Urban sprawl and local public service costs in Japan," *Oita University Working Paper*, 17.
- Kameda, K. (2014) "What causes changes in the effects of fiscal policy? A case study of Japan," *Japan and the World Economy*, 31, pp. 14-31.
- Ladd, H. F. (1992) "Population growth, density and the costs of providing public services," *Urban Studies*, 29 (2), pp. 273-295.
- Ladd, H. F. (1994) "Fiscal impacts of local population growth: a conceptual and empirical analysis," *Regional Science and Urban Economics*, 24 (6), pp. 661-686.
- Ladd, H. F. and Yinger, J. (1989) *America's Ailing Cities: Fiscal Health and the Design of Urban Policy*, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Oate, W.E. (1979) "Lump-sum intergovernmental grants have price effects," in P. Mieszkowski and W.H. Oakland eds., *Fiscal Federalism and Grants-in-Aid* pp.23-30.
- Tong, H. (1983) *Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis*. New York: Springer Verlag.
- Tong, H. (2011) "Threshold models in time series analysis – 30 years on," *Statistics and Its Interface*, 4, pp.107–118.
- Tong, H. (2013) "Threshold models in time series analysis-some reflections," The University of Hong Kong Department of Statistics and Actuarial Science Research Report , No. 507.

図 1 我が国の都市スプロールの進展

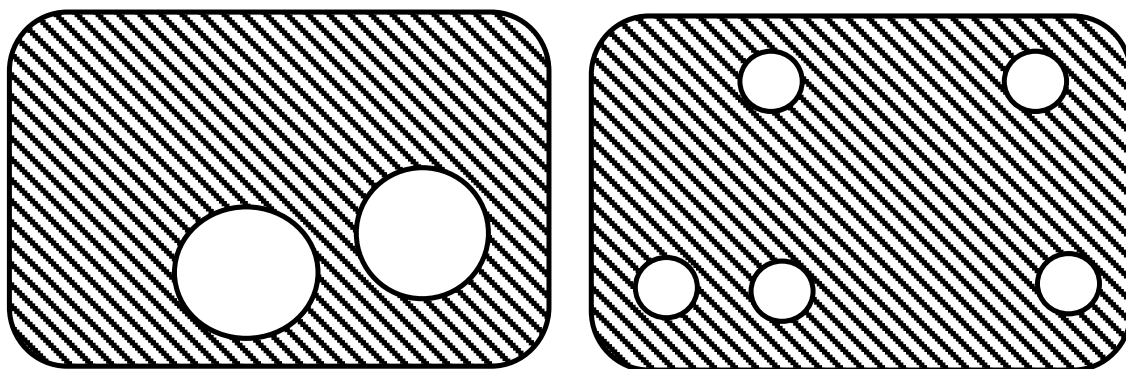


(注) 『国勢調査』各年度版より作成.

図 2 都市構造と人口密度

コンパクトな都市構造の A 市

スプロールな都市構造の B 市



(注) 白色部分は開発地域, 斜線部分はそれ以外の地域を示す.

図 3 行政責任水準のヒストグラム

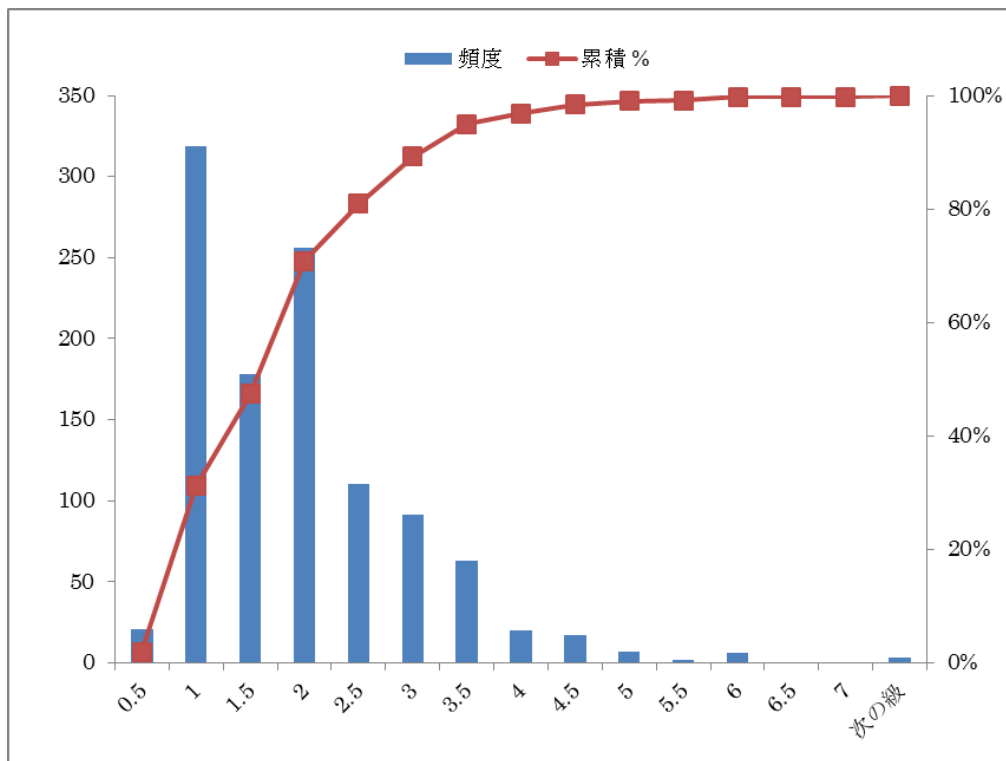


図 4 LR 検定統計量の推移

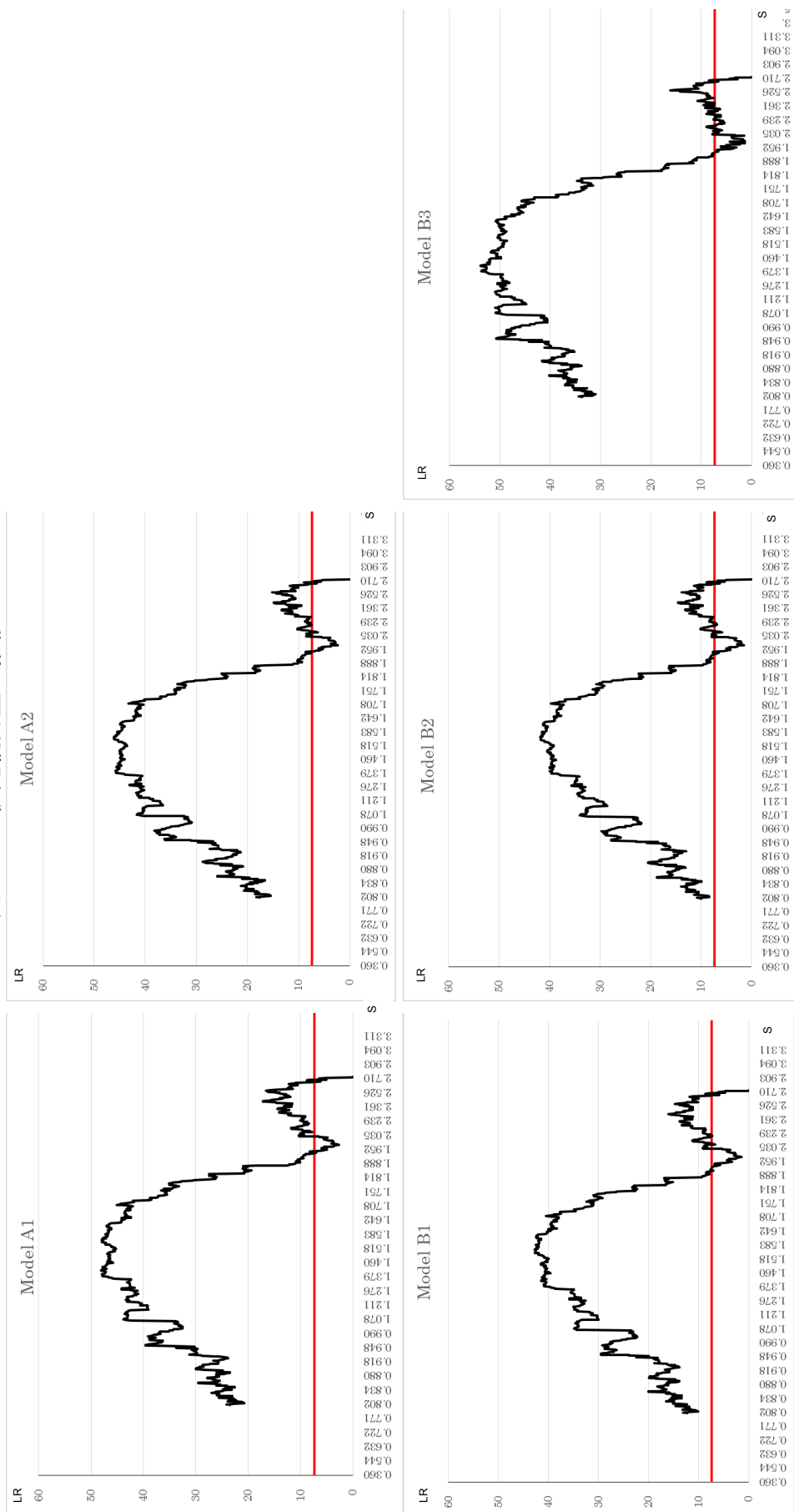


表 1 各変数の定義とデータの出所

	変数	単位	定義	出所・備考
被説明変数	歳出額	数値	歳出総額 / 総人口	
	歳出総額	百万円	歳出総額	『市町村別決算状況調』
	総人口	人	総人口	『住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数調査』
説明変数	都市スプロール	数値	$(1/\text{人口密度}) \times \text{一戸建住宅戸数}$	
	人口密度	人/km ²	総人口 / 総面積	
	総面積	km ²	総面積	『全国都道府県市町村別面積調』
	一戸建住宅戸数	戸	一戸建住宅戸数	『住宅・土地統計調査報告』
	租税負担割合	数値	地域労働人口 / 納税者数	
	地域労働力人口	人	各市町村の労働力人口 (満 15 歳以上の人口のうち就業者・休業者・完全失業者の合計)	『住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数』
	納税義務者	人	個人市町村民税の所得割の納税義務者数	『市町村税課税状況等の調』
	所得	百万円	課税対象所得 / 総人口	『市町村税課税状況等の調』
	政府間財政移転額	百万円	地方交付税額 / 総人口	『市町村別決算状況調』
	15 歳未満人口	人	15 歳未満人口	『住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数調査』
	診療費	百万円	国民健康保険被保険者住民 1 人当り診療費	『都道府県担当課 都道府県資料』
	総住宅数	戸	総住宅数	『住宅・土地統計調査報告』
	空家率	数値	空家数 / 総住宅数	
	空家数	戸	空家数	『住宅・土地統計調査報告』
	築深住居率	数値	築深住居数 / 総住宅数	
	築深住居数	戸	昭和 45 年以前建築住宅数	『住宅・土地統計調査報告』
閾値変数	行政責任水準	数値	行政権能(s_1) $\times$ 住民 1 人当り行政量 (s_2)	s_1 は指定市では 5, 中核市では 4, 特例市では 3, 市では 2, 町村では 1 となる。他方, s_2 は政令市では(50 万人/総人口), 中核市では(30 万人/総人口), 特例市では(20 万人/総人口), 総人口が 10 万人以上の市では(10 万人/総人口), それ以外の市では(5 万人/総人口), 総人口が 3 万人以上の町村では(3 万人/総人口), 総人口が 1.5 万人以上の町村では(1.5 万人/総人口), それ以外の町村では(5 千人/総人口)となる。

(注) 全変数の測定単位は市町村であり, 住民 1 人当りの表記も紛らわしくない場合は省略している。

表 2 主要変数の記述統計表

変数	平均値	中位値	最大値	最小値	標準偏差
歳出額	0.3828	0.3532	3.5068	0.1914	0.1442
都市スプロール	60.7000	33.1597	580.1555	0.7722	71.7568
人口密度	1268.5970	406.0845	13403.9200	12.2760	2063.9800
一戸建住宅戸数	21943.2	11860.0	542510.0	2330.0	34697.7
租税負担割合	1.5038	1.4854	4.6937	1.1665	0.1805
地域労働力人口	64231.3	29095.0	2420195.0	5603.0	140147.4
納税者数	43791.0	19389.0	1754053.0	4018.0	97100.4
所得	1.2700	1.2385	3.0085	0.3986	0.3084
政府間財政移転額	0.0990	0.0780	0.4726	0.0001	0.0868
15 歳未満人口	13763.9	6543.0	490176.0	798.0	28399.8
診療費	0.2314	0.2265	0.3851	0.1534	0.0349
空家率	0.1329	0.1261	0.7206	0.0362	0.0521
築深住居率	0.1557	0.1439	0.5052	0.0126	0.0742
行政責任水準	1.7237	1.5610	9.0785	0.3596	1.0157

表 3 線形回帰に基づく推計結果(被説明変数:歳出額の自然対数)

説明変数	Model A1	Model A2	Model B1	Model B2	Model B3
定数	-0.6821*** (-10.9905)	-0.4885*** (-6.9543)	-0.4599*** (-5.5086)	-0.2982*** (-3.3967)	-0.4666*** (-5.6277)
ln(都市スプロール)	0.0984*** (14.634)	0.09214*** (13.6880)	0.1001*** (14.9480)	0.0939*** (13.9887)	0.1006*** (15.1359)
ln(租税負担割合)	-0.4027*** (-4.2521)	-0.3370*** (-3.5795)	-0.3200*** (-3.3198)	-0.2658*** (-2.7770)	-0.1332*** (-1.2553)
ln(所得)	-0.4225*** (-6.9633)	-0.4020*** (-6.7052)	-0.3834*** (-6.2768)	-0.3678*** (-6.0915)	-0.2607*** (-3.8492)
ln(政府間財政移転額)	-0.0090 (-1.4723)	-0.0092 (-1.5134)	-0.0136** (-2.1824)	-0.0132** (-2.1547)	-0.0153** (-2.0965)
ln(15 歳未満人口)	-0.0481*** (-5.4744)	-0.0481*** (-5.5433)	-0.0517*** (-5.8882)	-0.0513*** (-5.9137)	-0.0522*** (-5.9822)
ln(診療費)	-	-	0.1703*** (3.9470)	0.1530*** (3.5808)	0.1457*** (3.3691)
ln(空家率)	-	0.0980*** (5.6156)	-	0.0933*** (5.3594)	-
ln(築深住居率)	-	-	-	-	0.0672*** (4.0705)
公共サービスの 限界供給費用に関する 都市スプロール弾力性	0.1600	0.1370	0.1443	0.1256	0.1161
サンプル数	1093	1093	1093	1093	1093
adj R-squared	0.5174	0.5332	0.5238	0.5386	0.5335
F-statistic	235.2059	206.7668	201.2305	180.9899	177.3231

(注) 各推計係数の下にある括弧内の数値はt値であり, ***は両側1%水準, **は両側5%水準, *は両側10%水準で統計的に有意であることを表す。

表 4 閾値回帰に基づく推計結果(被説明変数:歳出額の自然対数)

説明変数	Model A1		Model A2	
	低行政水準	高行政水準	低行政水準	高行政水準
定数	-0.8641*** (-12.9478)	-0.1963 (-1.2710)	-0.7009*** (-9.0948)	-0.0413 (-0.2491)
ln(都市スプロール)	0.0948*** (13.6716)	0.1156*** (5.4023)	0.0900*** (12.9300)	0.1137*** (5.3596)
ln(租税負担割合)	-0.3108*** (-3.1322)	-0.6768*** (-2.7389)	-0.2641*** (-2.6695)	-0.6304** (-2.5677)
ln(所得)	-0.3692*** (-5.8250)	-0.4194** (-2.5565)	-0.3578*** (-5.6938)	-0.4017** (-2.4699)
ln(政府間財政移転額)	-0.0094 (-1.5208)	0.0504** (2.1401)	-0.0097 (-1.5730)	0.0498** (2.1340)
ln(15 歳未満人口)	-0.0334*** (-3.6348)	-0.0770*** (-3.0951)	-0.0347*** (-3.8084)	-0.0683*** (-2.7437)
ln(診療費)	-	-	-	-
ln(空家率)	-	-	0.0751*** (4.1216)	0.1378** (2.3923)
ln(築深住居率)	-	-	-	-
閾値推定値	2.7333 [1.9335, 2.7459]		2.7333 [1.9380, 2.7459]	
LM 検定統計量	74.6263 [0.00]		66.6580[0.00]	
公共サービスの 限界供給費用に関する 都市スプロール弾力性	0.1375	0.4240	0.1207	0.3557
サンプル数	928	165	928	165
adj R-squared	0.5524	-	0.5616	-
F-statistic	-	-	-	-

(注 1) 各推計係数の下にある括弧内の数値は t 値であり, ***は両側 1%水準, **は両側 5%水準, *は両側 10%水準で統計的に有意であることを表す。

(注 2) 閾値推定値の[]の値は推定された閾値の 95%信頼区間を, LM 検定統計量の[]の値は P 値を表す。

表4 閾値回帰に基づく推計結果(被説明変数:歳出額の自然対数)－ 続き －

説明変数	Model B1		Model B2		Model B3	
	低行政水準	高行政水準	低行政水準	高行政水準	低行政水準	高行政水準
定数	-0.7173*** (-7.7455)	-0.0161 (-0.0837)	-0.5673*** (-5.7298)	0.0976 (0.4923)	-0.7379*** (-8.0750)	-0.0355 (-0.1864)
ln(都市スプロール)	0.0957*** (13.8170)	0.1206*** (5.5877)	0.0910*** (13.0662)	0.1180*** (5.5043)	0.0970*** (14.2031)	0.1174*** (5.5002)
ln(租税負担割合)	-0.2668*** (-2.6454)	-0.5594** (-2.1690)	-0.2240*** (-2.2286)	-0.5364** (-2.0964)	0.0145 (0.1297)	-0.6489** (-2.5116)
ln(所得)	-0.3506*** (-5.5008)	-0.3510** (-2.0710)	-0.3407*** (-5.3891)	-0.346** (-2.0614)	-0.1699** (-2.3883)	-0.4450*** (-2.5593)
ln(政府間財政移転額)	-0.0123* (-1.9526)	0.0443* (1.8585)	-0.0124** (-1.9750)	0.0448** (1.8954)	-0.0141** (-2.2612)	0.0509** (2.1426)
ln(15歳未満人口)	-0.0360*** (-3.8995)	-0.0813*** (-3.2546)	-0.0371*** (-4.0507)	-0.0724*** (-2.8895)	-0.0375*** (-4.1200)	-0.0877*** (-3.5304)
ln(診療費)	0.1059** (2.2797)	0.1656 (1.5434)	0.0987** (2.1427)	0.1369 (1.2788)	0.0680 (1.4692)	0.1828* (1.7232)
ln(空家率)	-	-	0.0736*** (4.0441)	0.1196** (2.2263)	-	-
ln(築深住居率)	-	-	-	-	0.0920*** (5.4096)	-0.0999* (-1.9551)
閾値推定値	2.7333 [1.9066, 2.7459]		2.7333 [1.9322, 2.7459]		2.7333 [1.9313, 2.7459]	
LM 検定統計量	67.2224[0.00]		60.4980[0.00]		82.4068[0.00]	
公共サービスの 限界供給費用に関する 都市スプロール弾力性	0.1284	0.3430	0.1154	0.2818	0.0943	0.3914
サンプル数	928	165	928	165	928	165
adj R-squared	0.5555	-	0.5642	-	0.568	-
F-statistic	-	-	-	-	-	-

(注1) 各推計係数の下にある括弧内の数値はt値であり, ***は両側1%水準, **は両側5%水準, *は両側10%水準で統計的に有意であることを表す。

(注2) 閾値推定値の[]の値は推定された閾値の95%信頼区間を, LM検定統計量の[]の値はP値を表す。

都市スプロールに伴い変化する 地方公共費用の 閾値回帰に基づく推計

第4回地方分権基本問題調査研究会専門分科会

2016年1月14日

総務省

小野宏(大分大学経済学部)
井田知也(大分大学経済学部)

1

背景(1): 都市スプロールとは



2

背景(2): 地方創生と都市スプロール

- 地方創生に向けた「まち・ひと・しごと創生総合戦略」の基本目標を達成するための政策が「まち・ひと・しごと創生基本方針 2015」でまとめられている。
- 同基本方針には、本研究の主題である都市スプロールを抑えて、中心市街地が活性化を図る効率的で持続可能な「コンパクトシティ」の形成がある。
- 具体的には、“新たな「枠組み」「担い手」「圏域」づくり”の取組例として「コンパクトシティの形成」、地方創生の深化政策の一つの“まちづくり・地域連携”の取組例として「都市のコンパクト化」が示されている。

3

背景(3): 都市スプロールの社会・環境問題

中心部の空洞化による
社会連携の稀薄化



自動車社会による
交通弱者や環境への弊害

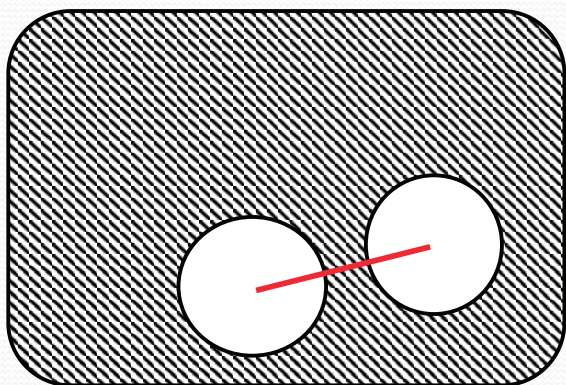


4

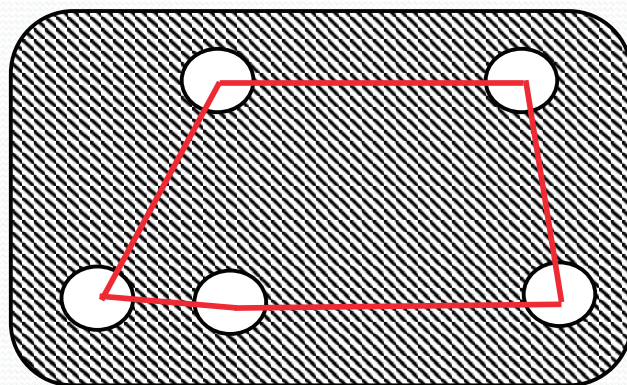
背景(4): 都市スプロールの経済・財政問題

非効率な公共サービスの提供に伴う行政コストの増大

コンパクトな都市形成



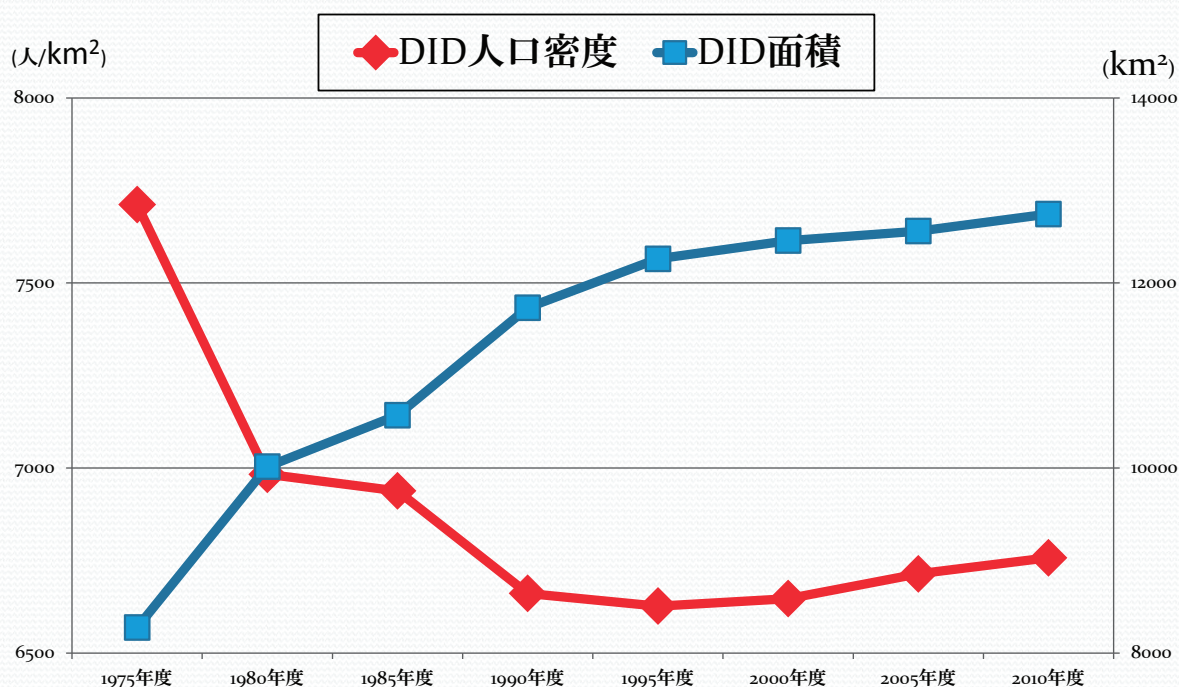
スプロールな都市形成



都市スプロールが進むと、例えば、ごみ収集サービスでは収集車を増加させる、または、現有トラックの巡回範囲を広げる必要がある。

5

背景(5): 日本の都市スプロール



6

貢献(1): 欧米の実証結果

- Ladd & Yinger(1989)・Ladd(1992・1994)
都市部の人口密度が高くなると、混雑現象や社会的要因(貧困・犯罪等)により、公共サービスの供給費用は高くなる(米国・地域データ).
- Carruthers & Ulfarsson(2003・2008)
都市のスプロール化は、公共サービスの供給費用を増加させる(スペイン・地域データ).
- Hortas-Rico & Sole-Olle(2010)
基礎社会資本・交通機関、住宅・地域開発を除く全支出項目で、都市のスプロール現象は、公共サービスの供給費用を増加させる(スペイン・地域データ).

7

貢献(2): 日本の実証結果

- Ida & Ono(2015)
 - Hortas-Rico & Sole-Olle(2010)に従い、地方政府の歳出関数を、理論的に導出した推計式に基づき推計して、我が国の都市スプロールの進展により変化する地方公共費用を計測している.
 - 理論の帰結を概ね支持する推計となり、統計的に有意性が高い推計式に基づく計算に従うと、「都市スプロールが1%進むと、市町村が提供する公共サービスの限界供給費用は0.1280%増加する」ことが示された.

8

貢献(3): 共拙稿の課題と対応①

“市町村の歳出関数に係る推計式が線形”

- 先行研究の実証結果に従うと、必ずしも適切とはいえない。
- 対応策として、林(2002)のように高次関数、あるいは、Hortas-Rico & Sole-Olle (2010)のように区分線形を仮定する手法もある。
- ただ、双方とも歳出関数の次数あるいは区分の設定は、経験則に基づくもので、理論的根拠は明確ではない。

9

貢献(4): 共拙稿の課題と対応②

“全市町村の歳出関数が同質と仮定”

- 理論モデルの変数には含まれない重要変数があり、それが地方政府の歳出関数の構造に影響を及ぼす可能性がある。
- この問題の解決方法として、地方政府の類型ダミーの導入、あるいは、地方政府の類型別推計もある。
- 双方とも地方公共団体の類型を、研究者が設定する必要がある、その適性は明確でない。

10

貢献(5): 分析の概要と結果

- 前出の課題解決のために、統計的手法に基づき内生的に構造変化が特定できるHansen(2000)の閾値回帰を用いる。
- 市町村の歳出関数を、理論的に導出した推計式に基づき、2008年度の我が国の市町村別クロスセクション・データを用いて推計した。
- 統計的に有意性が高い推計式に基づく計算に従うと、都市スプロールが1%進むと、提供義務を負う公共サービスの水準が高い市町村では0.3557%，それが低い市町村では0.1207%の公共サービスの限界供給費用の増加を導く。

11

理論(1): 公共サービスの費用関数

住民の公共サービスの消費量(q)は、その生産量(O)，都市スプロール(d)，地域環境(z_i) に依存する。

$$q = \frac{O}{d^{\alpha} \cdot \prod z_i^{\beta_i}}$$

公共サービスの生産関数がコブ＝ダグラス型の場合，行政責任水準を S とすると，費用関数は次のようになる。

$$C(O) = O \cdot \bar{S}$$

両式を考慮すると，次式を得る。

$$C(q, d, z) = q \cdot d^{\alpha} \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{S}$$

12

理論(2): 公共サービスの需要関数①

地方政府は、地域選好(v)と制約条件を所与として、代表的投票者の効用が最大になるように、私的財と公共サービスの消費量(x, q)を、決定する(※小文字は住民1人当り変数).

$$\begin{aligned} &\text{＜制約条件＞} \quad \max_{x,q} U(x, q, v) \\ &\left\{ \begin{array}{ll} x + t \cdot b_r = y & \text{: 代表的投票者の予算制約式} \\ c = t \cdot b + g & \text{: 地方政府の予算制約式} \\ c = q \cdot d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s} & \text{: 公共サービスの費用関数} \end{array} \right. \end{aligned}$$

t : 税率 b_r : 代表的投票者の課税ベース

y : 代表的投票者の所得 b : 地方政府の課税ベース

g : 地方政府の政府間財政移転額

13

理論(3): 公共サービスの需要関数②

＜統合制約式＞

$$x + q \cdot d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s} \cdot (b_r / b) = y + g \cdot (b_r / b)$$

＜代表的投票者の効用最大化一階条件＞

$$\frac{\partial U(x, q, v) / \partial q}{\partial U(x, q, v) / \partial x} = d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s} \cdot (b_r / b) \equiv p$$

なお、租税価格(p)は、公共サービスの消費量(q)に関する住民1人当りの限界費用($\partial C / \partial q$)の負担額を示す。

14

理論(4): 地方政府の歳出関数①

公共サービスの需要関数を, 以下のように特定化する.

$$q = \kappa \cdot p^\varepsilon \cdot y^\eta \cdot (g \cdot b_r / b)^\theta \cdot \prod v_j^{\lambda_j}$$

代表的投票者の効用最大化一階条件を, 上記の公共サービスの需要関数に代入して, さらに, それを公共サービスの費用関数に代入すると, 以下のような地方政府の歳出額(e)を得る.

$$e = \kappa \cdot \left[d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{s} \right]^{1+\varepsilon} \cdot (b_r / b)^{\varepsilon+\theta} \cdot y^\eta \cdot g^\theta \cdot \prod v_j^{\lambda_j}$$

15

理論(5): 地方政府の歳出関数②

地方政府の歳出額(e)の両辺の対数をとると

$$\begin{aligned} \ln e = & \ln K + (1 + \varepsilon) \cdot \alpha \cdot \ln d + (1 + \varepsilon) \cdot \sum_i \beta_i \cdot \ln z_i \\ & + (\varepsilon + \theta) \cdot \ln(b_r / b) + \eta \cdot \ln y + \theta \cdot \ln g + \sum_j \lambda_j \cdot \ln v_j \end{aligned}$$

なお, パラメータ表記を簡素化した実際の推計式は

$$\begin{aligned} \ln e = & \chi + \phi_d \cdot \ln d + \sum_i \phi_{z_i} \cdot \ln z_i \\ & + \psi \cdot \ln(b_r / b) + \eta \cdot \ln y + \theta \cdot \ln g + \sum_j \phi_{\lambda_j} \cdot \ln v_j + \mu \end{aligned}$$

となる. なお, $\chi (= \ln K)$ は定数項, μ は攪乱項である.

16

理論(6): 推計パラメータの解釈

$$C_q \equiv (\partial C / \partial q) = d^\alpha \cdot \prod z_i^{\beta_i} \cdot \bar{S}$$

$$\Rightarrow \left(\frac{\partial C_q}{C_q} \right) / \left(\frac{\partial d}{d} \right) = \phi_d / (1 + \varepsilon) = \alpha$$

都市スプロール(d)の推計パラメータを $(1+\varepsilon)$ で割ると、「都市スプロールが1%進展すると、公共サービスの限界供給費用は何%変化するか」を示す「公共財の限界供給費用の都市スプロール弾力性(α)」を導出できる[$(1+\varepsilon)$ は租税負担率(b_r/b)の推計パラメータ]。

17

線形回帰(1): 推計する期間と対象①

被説明変数

市町村歳出総額

説明変数

後述のデータ

推計対象

日本の1093市町村
(市及び総人口1.5万人以上の町村)

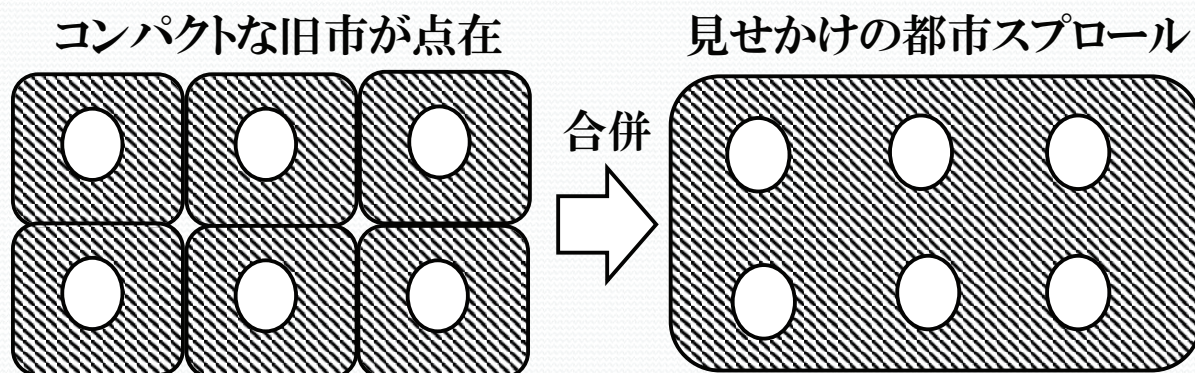
推計年度

2008年の単年度 (平成の大合併の影響排除)

18

線形回帰(2):推計する期間と対象②

各旧市がコンパクトでも、広域の市町村合併により旧市の中心部が結果的に点在する見せかけスプロールが発生？



市町村合併の行政コスト削減効果を前提とすると、それを跨ぐ複数年データを用いた場合、「都市スプロールが拡散すると、行政コストは削減される」となる影響も？

19

線形回帰(3): 都市スプロール変数

都市スプロール変数(d): 一戸建住宅戸数 $\times$ ($1/\text{人口密度}$)

- 都市スプロールの定義の一つに「断続的な市街地の過膨張を伴う低人口密度の都市成長」がある。
- 第1要素の一戸建住宅戸数は、断続的な市街地の過膨張を表す。一戸建住宅は、郊外に拡散的に建設されることが多い。第2要素は人口密度であり、逆数のため人口密度が低い地域ではその値は増加する。
- 都市スプロール変数(d)が高い地域では、都市スプロールが深刻化している、と解釈できる。
- $[+]$ の場合は都市スプロール, $[-]$ の場合は混雑効果, を通じた公共財に係る供給費用の増加効果が相対的に大きい。

20

線形回帰(4): 他の説明変数①

政府間財移転額(g)

: 地方交付税交付金総額 ÷ 総人口

[-] ⇒ 地方交付税が交付されても、住民の要望に応じてその大部分は標準的な公共サービスの経費に費やされるため、歳出額は小規模になる市町村が多い。

[+] ⇒ 地方交付税が交付されても、住民の要望に応じてその大部分は標準を超える公共サービスの経費に費やされるため、歳出額は大規模になる市町村が多い。

21

線形回帰(5): 他の説明変数②

租税負担率(br/b): 地域労働人口 / 納税者数

所得(y): 課税所得総額 ÷ 総人口

係数は公共サービス需要の所得弾力性

[+] / [-] ⇒ 公共サービスは上級財 / 下級財

地域選好(v): 15歳未満人口と住民1人当り診療費 [+] 当該地域に特有の公共サービスの需要

地域環境 (z): 空家率と築深住居率 [+] 公共サービスの供給に係る面積当りの効率性

22

線形回帰(6): 記述統計

変数	平均値	中位値	最大値	最小値	標準偏差
歳出額	0.3828	0.3532	3.5068	0.1914	0.1442
都市スプロール	60.7000	33.1597	580.1555	0.7722	71.7568
租税負担割合	1.5038	1.4854	4.6937	1.1665	0.1805
所得	1.2700	1.2385	3.0085	0.3986	0.3084
政府間財政移転額	0.0990	0.0780	0.4726	0.0001	0.0868
行政責任水準	1.7237	1.5610	9.0785	0.3596	1.0157

23

線形回帰(7): 実証結果

説明変数	A1	A2	B1	B2	B3
15歳未満人口/診療費	有/無	有/無	有/有	有/有	有/有
空家率/築深住居率	無/無	有/無	無/無	有/無	無/有
都市スプロール	⊕***	⊕***	⊕***	⊕***	⊕***
租税負担割合	⊖***	⊖***	⊖***	⊖***	⊖***
所得	⊖***	⊖***	⊖***	⊖***	⊖***
政府間財政移転額	⊖	⊖	⊖**	⊖**	⊖**
都市スプロール弾力性	0.1600	0.1370	0.1443	0.1256	0.1161

(注) ***は両側1%水準, **は両側5%水準, *は両側10%水準で統計的に有意を示す。

24

閾値回帰(1):推計概要

- データ・セット
線形回帰と同様

- 推計式

$$\begin{aligned}\ln e = & [\chi_1 + \varphi_{d1} \cdot \ln d + \sum_i \varphi_{zi1} \cdot \ln z_i + \psi_1 \cdot \ln(b_r/b) \\ & + \eta_1 \cdot \ln y + \theta_1 \cdot \ln g + \sum_j \varphi_{\lambda_{j1}} \cdot \ln v_j](TH_i \leq \gamma) \\ & + [\chi_2 + \varphi_{d2} \cdot \ln d + \sum_i \varphi_{zi2} \cdot \ln z_i + \psi_2 \cdot \ln(b_r/b) \\ & + \eta_2 \cdot \ln y + \theta_2 \cdot \ln g + \sum_j \varphi_{\lambda_{j2}} \cdot \ln v_j](TH_i > \gamma) + \mu\end{aligned}$$

25

閾値回帰(2):閾値変数の選択①

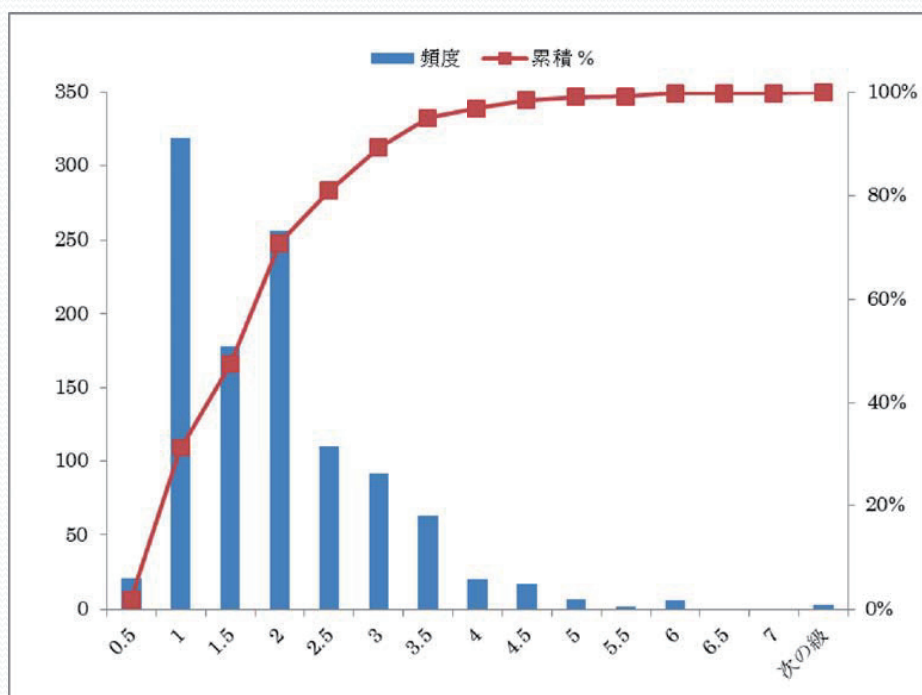
住民1人当り行政水準(s):

行政権能×住民一人当り行政量

- 行政権能を, 指定都市は5, 中核市は4, 特例市は3, 市は2, 町村は1で表現する.
- 住民一人当り行政量を, 総人口が50万人以上の場合は (50万人/総人口), 50~30万の場合は(30万人/総人口)・・・と総人口が50万, 30万, 20万, 10万, 5万, 3万, 1.5万, 0.5万, 0.3万の区分で作成した.

26

閾値回帰(3): 閾値変数の選択②



27

閾値回帰(4): 実証結果①

説明変数	A1		A2	
	低	高	低	高
都市スプロール	⊕***	⊕***	⊕***	⊕***
租税負担割合	⊖***	⊖***	⊖***	⊖***
所得	⊖***	⊖***	⊖***	⊖***
政府間財移転額	⊖	⊕**	⊖	⊕**
閾値推定量	2.7333	2.7333	2.7333	2.7333
都市スプロール弾力性	0.1375	0.4240	0.1207	0.3557

(注) ***は両側1%水準, **は両側5%水準, *は両側10%水準で統計的に有意を示す。

28

閾値回帰(5): 実証結果②

説明変数	B1		B2		B3	
行政責任水準	低	高	低	高	低	高
都市スプロール	⊕***	⊕***	⊕***	⊕***	⊕***	⊕***
租税負担割合	⊖***	⊖**	⊖***	⊖**	⊕	⊖**
所得	⊖***	⊖**	⊖***	⊖**	⊖***	⊖***
政府間財政移転額	⊖*	⊕*	⊖**	⊕**	⊖**	⊕**
閾値推定量	2.7333	2.7333	2.7333	2.7333	2.7333	2.7333
都市スプロール弾力性	0.1284	0.3430	0.1154	0.2818	0.0943	0.3914

(注) ***は両側1%水準, **は両側5%水準, *は両側10%水準で統計的に有意を示す。

29

結論と提言

- 統計的に安定的な推定結果に基づくと、都市スプロールが1%進むと、市町村が提供する公共サービスの限界供給費用は、提供義務を負う公共サービスの水準が高い市町村では0.3557%、それが低い市町村では0.1207%増加する。
- 行政責任水準が相対的に高い大規模な地方公共団体、あるいは、人口減少した後も市を継続する地方公共団体において、都市スプロールに伴う地方公共費用への影響は相対的に大きい。

30

第 2 章

参 考 資 料



第5次地方分権一括法について

平成27年8月31日

内閣府地方分権改革推進室

参事官補佐 田林 信哉

地方分権改革のこれまでの経緯

内閣	主な経緯	
宮澤内閣 (H3. 11～H5. 8)	H5. 6 地方分権の推進に関する決議(衆参両院)	第一次分権改革
細川内閣 (H5. 8～H6. 4)	H5. 10 臨時行政改革推進審議会(第3次行革審)最終答申 H6. 2 今後における行政改革の推進方策について(閣議決定)	
羽田内閣 (H6. 4～H6. 6)	H6. 5 行政改革推進本部地方分権部会発足	
村山内閣 (H6. 6～H8. 1)	H6. 9 地方分権の推進に関する意見書(地方六団体) H6. 12 地方分権の推進に関する大綱方針(閣議決定) H7. 5 地方分権推進法成立 H7. 7 地方分権推進委員会発足(委員長:諸井虔)(→ H13. 7解散) ※ H8. 3 中間報告 H8. 12 第1次勧告 H9. 7 第2次勧告 H9. 9 第3次勧告 H9. 10 第4次勧告 H10. 11 第5次勧告 H13. 6 最終報告	
橋本内閣 (H8. 1～H10. 7)	H10. 5 地方分権推進計画(閣議決定)	
小渕内閣 (H10. 7～H12. 4)	H11. 7 地方分権一括法成立 → 機関委任事務制度の廃止、国の関与の新しいルールの確立等	
森内閣 (H12. 4～H13. 4)		
小泉内閣 (H13. 4～H18. 9)	H13. 7 地方分権改革推進会議発足(議長:西室泰三)(→ H16. 7解散) ※H15. 6三位一体の改革についての意見 H14 ～17. 6 骨太の方針(閣議決定)(毎年) → 国庫補助負担金改革 17. 11 政府・与党合意 税源移譲 地方交付税改革 } 三位一体改革	第二次分権改革
	H18. 6 地方分権の推進に関する意見書(地方六団体)	
	H18. 7 骨太の方針(閣議決定)	
安倍内閣 (H18. 9～H19. 9) (第1次)	H18. 12 地方分権改革推進法成立	
福田内閣 (H19. 9～H20. 9)	H19. 4 地方分権改革推進委員会発足(委員長:丹羽宇一郎)(→ H22. 3解散) ※ H19. 5 地方分権改革推進にあたっての基本的な考え方 H20. 5 第1次勧告 H20. 12 第2次勧告 H21. 10 第3次勧告 H21. 11 第4次勧告	
麻生内閣 (H20. 9～H21. 9)		
鳩山内閣 (H21. 9～H22. 6)	H21. 12 地方分権改革推進計画(閣議決定)	
菅内閣 (H22. 6～H23. 9)	H23. 4 第1次一括法、国と地方の協議の場法等成立 H23. 8 第2次一括法成立	
野田内閣 (H23. 9～H24. 12)		
安倍内閣 (H24. 12～) (第2次)	H25. 3 地方分権改革推進本部発足(本部長:内閣総理大臣) H25. 4 地方分権改革有識者会議発足(座長:神野直彦) H25. 6 第3次一括法成立 H25. 12 事務・権限の移譲等に関する見直し方針について(閣議決定) H26. 5 第4次一括法成立	
		義務付け・枠付けの見直し 事務・権限の移譲(国から 地方、都道府県から市町村) など

地方分権改革の推進体制

【内閣としての政策検討・決定】

地方分権改革推進本部

(閣議決定で内閣に設置)

本部長：内閣総理大臣(本部長)

副本部長：内閣官房長官

内閣府特命担当大臣
(地方分権改革)

本部長：その他全閣僚

開催実績

- 平成25年 3月 8日(金) 第1回会合
・義務付け・枠付けの第4次見直しについて
- 平成25年 5月28日(火) 第2回会合
・地方分権改革の在り方について
・国から地方への事務・権限の移譲等について
- 平成25年 9月13日(金) 第3回会合
・国から地方への事務・権限の移譲等について
・都道府県から指定都市への事務・権限の移譲等について
・地方分権改革の総括と展望について
- 平成25年12月20日(金) 第4回会合
・国から地方及び都道府県から指定都市への事務・権限の移譲等について
・地方分権改革の総括と展望について
- 平成26年 4月30日(水) 第5回会合(持ち回り開催)
・地方分権改革に関する提案募集の実施方針について
- 平成26年 6月27日(金) 第6回会合
・第4次一括法の施行等について
・地方分権改革の総括と展望について
・地方分権改革に関する提案募集方式について
- 平成27年 1月30日(金) 第7回会合
・平成26年の地方からの提案等に関する対応方針について
- 平成27年 7月14日(火) 第8回会合
・第5次地方分権一括法の施行等について
・平成27年の地方分権改革に関する提案募集の取組について

【有識者による調査審議】

地方分権改革有識者会議

(地方分権改革担当大臣の下で開催)

- | | |
|------------|--|
| 座長：神野直彦 | 東京大学名誉教授(財政学) |
| 座長代理：小早川光郎 | 成蹊大学法科大学院教授(行政法) |
| 構成員：市川 晃 | 住友林業株式会社 代表取締役社長
(経済同友会 地方分権委員会委員長) |
| 後藤春彦 | 早稲田大学大学院教授(都市計画) |
| 白石勝也 | 松前町長(愛媛県) |
| 勢一智子 | 西南学院大学教授(行政法) |
| 谷口尚子 | 東京工業大学准教授(政治学) |
| 平井伸治 | 鳥取県知事 |
| 森 雅志 | 富山市長 |

専門部会(地方分権改革有識者会議の下で開催)

具体的かつ重要なテーマごとに、有識者会議議員及び各分野の専門家による部会を開催し、国・地方その他関係者からのヒアリングを通じ、客観的な評価・検討に資する議論を行う

- 雇用対策部会
- 地域交通部会
- 農地・農村部会
- 提案募集検討専門部会

個性を活かし自立した地方をつくる

～地方分権改革の総括と展望(概要)～

平成26年6月
地方分権改革有識者会議

これまでの地方分権改革

地方分権改革の理念を構築

- ―国・地方の関係が上下・主従から対等・協力へ

国主導による集中的な取組

- ―時限の委員会による勧告方式

地方全体に共通の基盤制度の確立

- ―機関委任事務制度の廃止
- ―国の関与の基本ルールの確立

法的な自主自立性の拡大

- ―自治の担い手としての基礎固め

地方分権推進に向けた世論喚起

- ―地方分権の意義を普及啓発

個性と自立、新たなステージへ 地方分権改革の更なる展開

改革の理念を継承し発展へ

- ―個性を活かし自立した地方をつくる

地方の発意に根ざした息の長い取組へ

- ―地方からの「提案募集方式」の導入
- ―政府としての恒常的な推進体制の整備

地方の多様性を重んじた取組へ

- ―連携と補完によるネットワークの活用
- ―「手挙げ方式」の導入

真の住民自治の拡充 財政的な自主自立性の確立

- ―自治の担い手の強化

改革の成果を継続的・効果的に情報発信

- ―住民の理解と参加の促進

改革の「総括」 ～地方分権の基盤の確立～

第1次分権改革(H7～11):**国と地方の関係を上下・主従から対等・協力へ**

例:機関委任事務制度の廃止、国の関与の基本ルール確立

第2次分権改革(H19～):**数多くの具体的な改革を実現**(地方に対する権限移譲、規制緩和等)

権限移譲等(国→地方 66事項(実施率69%)、都道府県→市町村 113事項(67%)、義務付け・枠付けの見直し(975事項(74%))

今後の「展望」 ～新しいステージの改革の取組～

改革の使命・目指す姿

Mission ミッション

個性を活かし自立した地方をつくる

Vision ビジョン

- ・ 行政の質と効率を上げる
- ・ まちの特色と独自性を活かす
- ・ 地域ぐるみで協働する

改革の進め方

1 提案募集方式の導入

- ・ 個々の地方公共団体から全国的な制度改正の提案を広く募る方式

2 手挙げ方式の導入

- ・ 個々の団体の発意に応じ選択的に移譲する方式

3 政府の推進体制の整備

- ・ 地方の提案を恒常的に受け止め、スピード感を持って実現を図る体制

4 効果的な情報発信

- ・ SNSの活用、地方の優良事例発信、全国シンポジウムの新規開催など

目指すべき方向

- 1 国と地方の役割分担の見直し(権限移譲等)
- 2 地方に対する規制緩和の推進
- 3 地方税財政の充実強化
- 4 重要な政策分野(土地利用等)に関する改革
- 5 改革の成果を実感できる情報発信の展開

今後地方に期待すること

1 改革成果の住民への還元

- ・ 地域課題の解決に向け独自の工夫を凝らし、地域を元気にする
- ・ 住民に分かりやすい情報発信に努力

2 住民自治の拡充

- ・ 政策形成過程への参画、協働の推進、地方議会の機能発揮

3 改革提案機能の充実

- ・ 専門性を有する人材の育成、政策法務の強化
- ・ 地方六団体の機能強化

4

地方分権改革における「提案募集方式」の概要

1 趣旨

これまで地方分権改革については、地方分権改革推進委員会勧告に基づき、事務・権限の移譲、義務付け・枠付けの見直し等に関して、3次にわたる一括法等により着実に推進し、進展をみている。

これに加え、第4次一括法案等により、委員会勧告事項については、一通り検討したこととなる。

このような成果を基盤とし、個性を活かし自立した地方をつくるためには、地方の声を踏まえつつ、社会経済情勢の変化に対応して、引き続き改革を着実に推進していく必要がある。

このため、新たな局面を迎える地方分権改革においては、従来からの課題への取組に加え、委員会勧告方式に替えて、地方の発意に根ざした新たな取組を推進することとし、個々の地方公共団体等から改革に関する提案を広く募集し、それらの提案の実現に向けて検討を行う「提案募集方式」を導入する。

2 提案の対象

○ 従来、委員会勧告に基づき推進してきた、以下の項目に関する提案を対象とする。

- ① 地方公共団体への事務・権限の移譲
- ② 地方に対する規制緩和(義務付け・枠付けの見直し及び必置規制の見直し)

○ 具体的な取扱い、以下のとおりとする。

- ① 全国的な制度改正に係る提案を対象とする。その際、全国一律の移譲が難しいなどの場合には、個々の地方公共団体の発意に応じた選択的な移譲(手挙げ方式)とする提案等も対象とする。
(なお、提案団体のみに当面の規制緩和等を実施し、後に全国的な改革へと波及させる場合には、「構造改革特区」等の提案募集方式を活用することも可能である。)

5

②委員会勧告では対象としていない事項に係る提案も対象とする。

・事務・権限の移譲の場合…委員会勧告では、出先機関の事務・権限を対象としてきたが、**本府省の事務・権限を対象とした提案**も行うことができる。

・義務付け・枠付けの見直しの場合…委員会勧告では、自治事務に関して法律に基づくものを対象としてきたが、**法定受託事務に関するものや政省令、補助要綱等に基づくもの等についての提案**も行うことができる。

③現行制度の見直しにとどまらず、**制度の改廃を含めた抜本的な見直しに係る提案**も対象とする。

④従来と同様に、**事務・権限の移譲等に関連する提案**も対象とする。
(実施例) 自家用有償旅客運送における実施主体の拡大など

3 提案主体

○ 提案主体は、以下のとおりとする。

① 都道府県、市区町村

② 一部事務組合、広域連合

③ 地方六団体、地方公共団体を構成員とする任意組織(例:ブロック単位の知事会、共通課題を有する複数の地方公共団体など)

○ 広く各層の声を反映する観点から、提案主体に対して、**庁内関係部局等からの意見を幅広く集約するとともに、経済団体、各種関係団体、NPO、職員グループなどからの意見を提案に反映するよう求める。**

6

4 募集の方法及び時期

① 提案は、内閣府が受け付ける。

② 内閣府は、募集に向けて、提案募集方式の周知及び説明を行うとともに、提案に向けた相談に応じる。

③ 提案主体に対して、**制度改革の必要性(制度改革による効果、現行制度の具体的な支障事例など)**等を示して提案するよう求める。

④ 募集は毎年少なくとも1回実施する。募集期間は、提案主体が十分な検討を行うことができるよう配慮する。

5 提案を受けた政府の対応

① 受け付けた提案については、内閣府が実現に向けて関係府省と調整を行う。内閣府が中心となり、関係府省の回答、それに対する提案団体からの見解の提出というやり取りを重ねる。

その際、地方六団体からも意見を聴取する。

② **特に重要と考えられる提案については、有識者会議又は専門部会で、集中的に調査・審議を行い、実現に向けた検討を進める。**

③ 提案に関する対応方針について、年末までに、有識者会議の調査審議を経て、**地方分権改革推進本部決定及び閣議決定**を行う。

また、法律改正により措置すべき事項については、**所要の法律案を国会に提出する。**

6 提案に関する調整過程の公表

① 提案の内容、提案団体と関係府省とのやり取り、最終的な調整結果は、内閣府のホームページに掲載する。

② 実現しなかった提案については、次年以降の提案及び検討の参考とするため、提案主体及び関係府省の意見等を公表する。

7 制度改革に係る情報発信

① 内閣府及び関係府省は、措置した制度改革について、地方公共団体等に対して周知を行い、広くその活用が図られるように努める。

② 内閣府は、国民が制度改革に係る成果を実感できるようにするため、広く情報発信を行う。

7

平成26年の地方分権改革に関する提案募集方式に係る取組状況

- 4月30日 地方分権改革推進本部（本部長：安倍内閣総理大臣）「地方分権改革に関する提案募集の実施方針」を決定
- 5月20日～7月15日 提案募集受付
- 8～10月 地方分権改革有識者会議提案募集検討専門部会（14回開催 合計約85時間）
提案団体、地方三団体、各府省からのヒアリング、対応方針に関する中間取りまとめの検討など
<5～1月 農地・農村部会（10回開催 合計約20時間）>
- 10月29日 地方分権改革有識者会議「平成26年の地方からの提案に関する当面の方針」（中間取りまとめ）を決定
- 11～1月 関係府省との調整
- 1月9日 国と地方の協議の場
- 1月15日 地方分権改革有識者会議 対応方針案の了承
- 1月30日 地方分権改革推進本部・閣議 対応方針の決定
- 3月20日 法律改正により措置すべき事項について、第5次地方分権一括法案を閣議決定し、国会に提出
- 6月19日 第5次地方分権一括法案が成立（6月26日公布）

8

地方創生における地方分権改革の位置付け

まち・ひと・しごと創生長期ビジョン—国民の「認識の共有」と「未来への選択」を目指して—（平成26年12月27日閣議決定）

Ⅲ. 目指すべき将来の方向

2. 地方創生がもたらす日本社会の姿

（1）自らの地域資源を活用した、多様な地域社会の形成を目指す。

（中略）地方創生においては、人口拡大期のような全国一律のキャッチアップ型の取組ではなく、それぞれの地方が、独自性を活かし、その潜在力を引き出すことにより多様な地域社会を創り出していくことが基本となる。そのためには、地方自らが、将来の成長・発展の種となるような地域資源を掘り起こし、それらを活用していく取組を息長く進めていく必要がある。地域に「ないもの」ではなく、「あるもの」を探していくことや、「ないもの」をチャンスととらえ、チャレンジしていくことが重要となる。また、地方の自主性・自立性を高め、分権型社会を確立することもその基盤となる。

まち・ひと・しごと創生総合戦略（平成26年12月27日閣議決定）

Ⅳ. 国家戦略特区・社会保障制度・税制・地方財政等

（力）地方分権

地方分権改革の推進は、地域が自らの発想と創意工夫により課題解決を図るための基盤となるものであり、地方創生において極めて重要なテーマである。

このため、国から地方への権限移譲や規制緩和に関する地方からの提案について最大限の実現を図るなど制度改正を強力に進めていくとともに、改革成果の情報発信や優良事例の展開等を図っていく。

◎創意工夫により魅力あふれる地域をつくる地方分権改革の推進（農地転用許可に関する制度等地方6団体要望への対応）

〔農地転用に係る事務・権限については、地方公共団体がその役割を適切に担えるよう、地方の意見を踏まえつつ、2014年度内に、農地の確保のための方策の在り方等とともに農地転用事務の実施主体や国の関与等の在り方について検討を行い、その結果に基づいて必要な措置を講ずる。〕

（参考）平成27年1月9日 国と地方の協議の場 安倍晋三内閣総理大臣挨拶 抜粋

地方分権改革の推進は、地方創生の極めて重要なテーマです。地方から多種多様な提案を数多くいただいておりますが、政府としても積極的に受け止め、できる限り実現すべく調整を行っているところです。速やかに、政府としての対応方針を取りまとめていく考えです。

9

平成26年の地方からの提案等に関する対応方針【概要】

＜平成27年1月30日 閣議決定＞

1. 基本的考え方

- 地方の発意に根差した新たな取組を推進することとして、平成26年から地方分権改革に関する「提案募集方式」を導入
- 地方公共団体への事務・権限の移譲、義務付け・枠付けの見直し等を推進
- 地方分権改革の推進は、地域が自らの発想と創意工夫により課題解決を図るための基盤となるものであり、地方創生における極めて重要なテーマ

2. 一括法案等の提出

- 法律改正事項については、一括法案等を平成27年通常国会に提出することを基本
- 現行規定で対応可能な提案については、地方公共団体に対する通知等により明確化
- 引き続き検討を進めるものについては、適切にフォローアップを行い、逐次、地方分権改革有識者会議に報告

3. 移譲に伴う財源措置その他必要な支援

- 移譲された事務・権限が円滑に執行できるよう、地方税、地方交付税や国庫補助負担金等により、確実な財源措置を講ずるとともに、マニュアルの整備や技術的助言、研修や職員の派遣などの必要な支援を実施

主な見直し事項（提案募集方式の成果）

1. これまでの懸案が実現したもの

- ・農地の総量確保のための仕組みの充実及び農地転用許可の権限移譲等
- ・都道府県内で水利調整が完結する水道事業等の認可権限等の国から都道府県への移譲（手挙げ方式による移譲）
- ・事務処理特例制度により開発許可権限を有する市町村に係る都道府県開発審査会の運用見直し

2. 地域の具体的事例に基づくもの

- ・道の駅における電気自動車の充電インフラ整備に関する道路占用許可基準の明確化
- ・マイナンバー利用事務の拡大（特定優良賃貸住宅に係る事務を追加）
- ・都市公園の廃止が可能である「公益上特別の必要がある場合」の明確化
- ・麻薬小売業者間の医療用麻薬の譲渡に係る許可権限等の都道府県への移譲

3. 地方創生、人口減少対策に資するもの

- ・国際ビジネス機への受入れに係るCIQ業務の臨機応変な対応
- ・医薬品製造販売等の地方承認権限の範囲拡大
- ・三大都市圏の一部に限り、保育所の居室面積に関する基準に係る規定を「標準」としている措置を平成31年度末まで5年間延長
- ・企業立地促進のための基本計画の同意に係る事前審査・事前協議の原則廃止等
- ・水素ステーションの設置（都道府県知事の許可等）に係る規制改革

4. 委員会勧告方式が対象としていなかったもの

- (1) 手挙げ方式による権限移譲
 - ・消費者安全法に基づく事業者に対する報告徴収・立入調査等の対象区域の拡大
- (2) 政省令、通知等に基づく義務付け・枠付けの見直し
 - ・介護認定審査会委員の任期の条例委任

10

地方分権改革に関する「提案募集方式」の成果（主なもの）

1 これまでの懸案が実現したもの

提案主体（関係府省）	実現内容	提案実現の効果
福島県、愛知県、大阪府、和歌山県、鳥取県、広島県、中国地方知事会（厚生労働省）	都道府県内で水利調整が完結する水道事業等（都道府県が経営主体であるものを除く。）の認可権限等の一定の条件を満たす都道府県への移譲（手挙げ方式により実現）（水道法）	老朽化施設の更新・耐震化、広域化の推進等による水道事業の基盤強化について都道府県主導権発揮を促すことで、持続可能な水道事業運営の推進を図る。
磐田市、東広島市、高岡市（国土交通省）	事務処理特例制度により開発許可権限を有する市町村に係る都道府県開発審査会の運用見直し（都市計画法） ※指定都市・中核市等は都道府県と同様に開発審査会を設置（開発審査会への付議案件を自ら調整） その他の市町村は自らの開発審査会を設置できない	事務処理特例制度を活用して開発許可に関する事務を処理する市町村が都道府県開発審査会の議を経る場合、当該市町村が、 ・開発審査会の開催に係る事務を特段の支障がない限り自ら行うことができること ・開発審査会への提案基準を主体的に作成できること 等の運用見直しを行うことにより、地域の実情に応じたより主体的かつ円滑な事務執行に資する。
九州地方知事会（経済産業省）	採石業者及び砂利採取業者の登録の拒否及び登録の取消し等の要件等に暴力団員等を追加（採石法、砂利採取法）	採石業者と砂利採取業者の登録について暴力団の排除が可能になり、「世界一安全な日本」の創造に寄与する。

2 地域の具体的事例に基づくもの

岐阜県（国土交通省）	道の駅における電気自動車の充電インフラ整備に関する道路占用許可基準の明確化（道路法）	道の駅における電気自動車の充電インフラ整備について、道路区域外の設置が原則であるところ、利用者の利便性又は設置費用の観点から適当でない場合には、道路区域内に設置することが可能であることを明確化することで、訪問客等に対する利便施設の整備を促進し、地域の振興を図る。
九州地方知事会（内閣官房、内閣府、国土交通省）	マイナンバー利用事務の拡大（特定優良賃貸住宅に係る事務を追加） （行政手続における特定の個人を識別するための番号の利用等に関する法律）	現在、マイナンバーの利用範囲に含まれている公営住宅の管理に関する事務と同様の書類を必要とする、特定優良賃貸住宅の供給の促進に関する法律に基づき地方公共団体が供給する賃貸住宅の管理に関する事務をマイナンバーの利用範囲に含め、住民の利便性向上につながる。
福井県、熊本県、佐賀県、大分県、長野県、京都府、兵庫県（厚生労働省）	麻薬小売業者（薬局）間の医療用麻薬の譲渡に係る許可権限等の都道府県への移譲（麻薬及び向精神薬取締法）	地域医療を担う都道府県において、薬局の麻薬小売業者免許と譲渡許可をワンストップで取り扱うことにより、譲渡許可の取得が促進され、医療用麻薬を活用したがん患者に対する在宅緩和ケア体制が充実する。
芦別市、北上市（国土交通省）	都市公園の廃止が可能となる「公益上特別の必要がある場合」の明確化（都市公園法）	地方公共団体が、都市の集約化等の地域の実情に応じ、都市公園を廃止することが公益上より重要であると、客観性を確保しつつ慎重に判断した場合、都市公園の廃止に係る「公益上特別の必要がある場合」に該当し、廃止できることが明確化され、地域の自主的なまちづくりにつながる。
兵庫県、和歌山県、徳島県（文部科学省）	学校評議員の委嘱権限の学校設置者から校長への変更（学校教育法）	学校評議員の委嘱を、校長が行うことも可能とすることで、一層の迅速な手続のもと、地域の実情に根ざした適切な人材を学校評議員として活用できるようになる。

提案主体（関係府省）	実現内容	提案実現の効果
全国市長会 (国土交通省)	備蓄（防災）倉庫の建築確認が不要になる場合の明確化（建築基準法）	外部から荷物の出し入れを行うことができ、かつ、人が内部に立ち入らない小規模な備蓄倉庫については、建築基準法上の建築物に当たらず、建築確認が不要であることが明確化され、自治会等による防災用の備蓄倉庫の設置が進み、地域の防災力強化につながる。
三重県 (内閣官房、内閣府)	総合特区にかかる区域指定方法の運用見直し（総合特別区域法）	総合特別区域の市町村区域での指定について、地方公共団体から合理的な理由をもって申請がある場合には、市町村区域での指定が可能であることを地方公共団体へ通知するとともに、区域指定に関する相談に関し事業の推進に支障のないよう積極的に対応し、円滑に特区制度を活用できるようにする。

3 地方創生、人口減少対策に資するもの

佐賀県 (法務省、財務省、厚生労働省、農林水産省)	国際ビジネス機の受入れに係るC I Q業務の臨機応変な対応 (出入国管理及び難民認定法等)	出入国の際に必要な税関・出入国管理・検疫（C I Q）業務について、提案団体が求める臨機応変な対応を行うことにより、地方空港における国際ビジネス機受入れの活発化に寄与し、新産業の創出や観光立国の実現につながる。
富山県 (厚生労働省)	医薬品製造販売等に対する地方承認権限の範囲拡大 (医薬品、医療機器等の品質、有効性及び安全性の確保等に関する法律)	一般用医薬品・医薬部外品について、都道府県知事承認とする品目を増やすことで、審査が迅速化し早期に販売可能となり、経済活性化が期待できる。
埼玉県、東京都 (厚生労働省)	三大都市圏の一部に限り、待機児童解消のため、保育所の居室面積に関する基準に係る規定を「標準」としている措置を平成31年度末まで5年間延長（児童福祉法）	現行の特例期間（3年間）より長い5年間の特例とし、待機児童が多数発生していないが地価が高く保育所の整備が困難な地域において、地域の実情に応じた児童の柔軟な受入れを可能とする。
愛知県、鳥取県、大阪府、徳島県、九州地方知事会、神奈川県、京都府、兵庫県、中国地方知事会 (経済産業省)	基本計画の同意に係る事前審査・事前協議の原則廃止等 (企業立地の促進等による地域における産業集積の形成及び活性化に関する法律)	企業立地促進のための基本計画に係る国の同意について、これまで行っていた事前審査・事前協議を原則廃止するとともに、国が法定協議に当たった際の留意事項を地方公共団体に提供することにより、同意及びそれに伴う国の支援措置等の特例適用までの時間短縮につながる。
埼玉県 (経済産業省、総務省、国土交通省)	水素ステーションの設置（都道府県知事の許可等）に係る規制改革 (高圧ガス保安法、消防法、建築基準法)	水素ステーションの普及開始（平成27年（予定））に向け必要な規制改革を進めることにより、環境負荷の低減等に資する「水素社会」の実現につながる。

4 委員会勧告方式では対象としていなかったもの

(1) 手挙げ方式による権限移譲		
東京都 (消費者庁)	消費者安全法に基づく事業者に対する報告徴収・立入調査等の対象区域の拡大 (消費者安全法)	希望する都道府県等に並行権限として付与している事業者に対する報告徴収・立入調査等について、対象を当該都道府県等の区域外に所在する事業者にも拡大することで、より迅速に行うことが可能となり、消費者被害の発生又は拡大の防止に資することとなる。
(2) 政省令、補助要綱等に基づく義務付け・枠付けの見直し		
堺市、大阪府、さいたま市 (厚生労働省) 12	介護認定審査会委員の任期の条例委任 (介護保険法)	介護認定審査会の委員の任期（現在は一律2年）について、3年を上限として条例で定めることを可能とすることで、地域の実情に応じた柔軟な任期設定を行い、増加する介護需要により適切に対応できるようになる。

地方からの提案に関する対応方針別の分類状況

対応方針 区分		提案の趣旨を踏まえ対応			小計 (A)	実現できなかったもの (B)	合計 (C) =A+B	実現・対応の割合 (A)/(C)			(参考) 集計除外		
		うち手挙げ方式により実現	現行規定で対応可能					現時点 a	H26.10時点 b	割合の向上 a-b (ポイント)			
類型① 新規事項等	重点事項(有識者会議でヒアリング等を行った事項)	121	7	16	137	26	163	84.0%	43.6%	+40.4	2	2	0
	重点事項以外	87	0	61	148	157	305	48.5%	33.8%	+14.7	32	26	6
	小計	208	7	77	285	183	468	60.9%	37.1%	+23.8	34	28	6
	うち、補助要綱等に係る規制緩和	28	0	17	45	53	98	45.9%	27.9%	+18.0	16	10	6
類型②	農地・農村部会で議論する事項	55	0	1	56	11	67	83.6%	5.9%	+77.7	13	13	0
①+② 合計		263	7	78	341	194	535	63.7%	33.2%	+30.5	47	41	6
類型③	これまでに議論されてきており、その後の情勢の変化等のない事項	129	2	25	154	177	331	46.5%	11.2%	+35.3	22	13	9
(参考)①+②+③		392	9	103	495	371	866	57.2%	24.7%	+32.5	69	54	15
うち、補助要綱等に係る規制緩和		28	0	17	45	53	98	45.9%	27.9%	+18.0	16	10	6

「平成26年の地方からの提案等に関する対応方針」 の閣議決定を受けて

本日、政府は「平成26年の地方からの提案等に関する対応方針」を閣議決定した。安倍内閣総理大臣の固い決意に基づき英断により、地方分権改革の力強い前進が図られたことを高く評価するとともに、石破内閣府特命担当大臣をはじめ、これまでの関係者の高いリーダーシップに敬意を表するものである。

地方創生のため、自主的・主体的なまちづくりが求められる今、地方分権改革の最重要課題であった農地転用許可権限について、今般、4ha超の大臣協議が残ったものの、全ての権限を都道府県及び大臣の指定する市町村に移譲するとされたことは、これまでの地方分権改革の取組みの中で特筆すべき決断であり、地方分権改革の歩みを大きく進めるものとして評価する。今後、制度の詳細設計に当たっても、平成26年8月5日、地方六団体が取りまとめた「農地制度のあり方について」（以下、提言という。）を踏まえたものとなることを期待する。

地方は、移譲された権限に基づき、農業の再生と総合的なまちづくりを両立させ、地方創生の実現に尽くすとともに、特に、農地の確保については、提言の趣旨を踏まえ、国とともに責任を果たしていく決意である。

また、初年度となる提案募集方式については、提案団体からの提案の実現に真摯に取り組んで頂いたことを評価する。一定の前進があったが、このうち「検討を行う」とされている提案については政府全体として今後適切なフォローアップを実施すべきである。一方、「実現できなかったもの」とされた提案についても、次年度以降、検討を加えた上で再提案があったものについては、改めてその実現に向けて積極的に検討するべきである。

今後、今期通常国会に関連法案を提出の上、早期に成立を期していただくとともに、移譲等に伴う財源措置、スケジュールの提示、研修の実施・マニュアルの整備等について、地方の意見を十分に反映して、具体的な検討と調整を進めることを望む。

平成27年1月30日

地方六団体

全 国 知 事 会 会 長	山 田 啓 二
全 国 都 道 府 県 議 会 議 長 会 会 長	林 正 夫
全 国 市 議 会 議 長 会 会 長	森 民 夫
全 国 市 議 会 議 長 会 会 長	佐 藤 祐 文
全 国 町 村 議 会 議 長 会 会 長	藤 原 忠 彦
全 国 町 村 議 会 議 長 会 会 長	蓬 清 二

地域の自主性及び自立性を高めるための改革の推進を図るための 関係法律の整備に関する法律（第5次地方分権一括法）の概要

平成27年6月
内閣府地方分権改革推進室

平成27年6月19日成立
平成27年6月26日公布

第5次地方分権一括法

平成26年から新たに導入した「提案募集方式」における地方公共団体等からの提案等を踏まえた「平成26年の地方からの提案等に関する対応方針」（平成27年1月30日閣議決定）に基づき、国から地方公共団体又は都道府県から指定都市への事務・権限の移譲等について、関係法律の整備を行うもの。

【19法律を一括改正】

地方分権改革に関する提案募集方式

これまでの地方分権改革の成果を踏まえ、平成26年より、委員会勧告方式に替えて「提案募集方式」を導入し、地方の発意に根差した新たな取組を推進することとしている。

（参考）

- ・第1次地方分権一括法（H23. 4成立） — 義務付け・枠付けの見直し
- ・第2次地方分権一括法（H23. 8成立） — 都道府県から市町村への事務・権限の移譲及び義務付け・枠付けの見直し
- ・第3次地方分権一括法（H25. 6成立） — 都道府県から市町村への事務・権限の移譲及び義務付け・枠付けの見直し
- ・第4次地方分権一括法（H26. 5成立） — 国から地方公共団体又は都道府県から指定都市への事務・権限の移譲

主な改正内容

I 地方公共団体への事務・権限の移譲等

A 国から地方公共団体

- ・農地の総量確保のための仕組みの充実及び農地転用許可の権限移譲等
- ・医療用麻薬に係る小売業者間の譲渡の許可

B 都道府県から指定都市等

- ・指定都市立特別支援学校の設置等に係る都道府県の認可
- ・火薬類の製造許可等

II 義務付け・枠付けの見直し等

- ・建築審査会委員の任期の条例委任
- ・農林業等活性化基盤整備計画を定める際の市町村から都道府県に対する同意協議に係る同意の一部廃止
- ・保育所型認定こども園に係る認定の有効期間の廃止

施行期日

- ① 直ちに施行できるもの → 公布の日
- ② 地方公共団体において条例制定や体制整備が必要なもの → 平成28年4月1日 等

改正法律一覧（19法律※）

※「麻薬及び向精神薬取締法」は、国から地方公共団体への事務・権限の移譲等と義務付け・枠付けの見直し等に重複

I 地方公共団体への事務・権限の移譲等（12法律）

A 国から地方公共団体

〔麻薬及び向精神薬取締法〕※

○麻薬小売業者間の麻薬の譲渡に係る許可を都道府県に移譲

〔農地法〕

〔農業振興地域の整備に関する法律〕

【次頁参照】

〔中小企業新事業活動促進法〕

○特定新規中小企業者に投資が行われたことの確認を都道府県に移譲

〔中小企業経営承継円滑化法〕

○事業承継の支援措置に係る認定等を都道府県に移譲

〔租税特別措置法〕

○事業者に対する技術基準適合命令等を都道府県に移譲

〔特定特殊自動車排出ガス規制法〕

○使用者に対する技術基準適合命令等を都道府県に移譲

B 都道府県から指定都市等

〔学校教育法〕

○指定都市立特別支援学校の設置等認可を指定都市に移譲

〔毒物及び劇物取締法〕

○特定毒物研究者の許可等を指定都市に移譲

〔医薬品医療機器法〕

○高度管理医療機器等営業所管理者の兼務許可を保健所設置市・特別区に移譲

〔火薬類取締法〕

○火薬類の製造許可等を指定都市に移譲

〔高圧ガス保安法〕

○高圧ガスの製造許可等を指定都市に移譲

II 義務付け・枠付けの見直し等（8法律）

〔精神保健福祉法〕

○精神医療審査会委員の任期を、3年を上限に条例で規定可能に

〔麻薬及び向精神薬取締法〕※

○麻薬取扱者免許の有効期間を最長2年から3年に延長

〔認定こども園法〕

○保育所型認定こども園に係る認定の有効期間の廃止

〔特定農山村法〕

○基盤整備計画に係る知事同意協議（一部）の協議への見直し

〔採石法〕

〔砂利採取法〕

○事業者の登録拒否等の要件等に暴力団員等を追加

〔建築基準法〕

○市町村の建築主事の設置に係る知事同意協議の協議への見直し

○建築審査会委員の任期の条例委任

〔都市計画法〕

○区域区分に関する都市計画決定に係る農林水産大臣協議の対象範囲の見直し

16

農地転用許可に係る権限移譲等について（概要）

農地の総量確保のための仕組みの充実

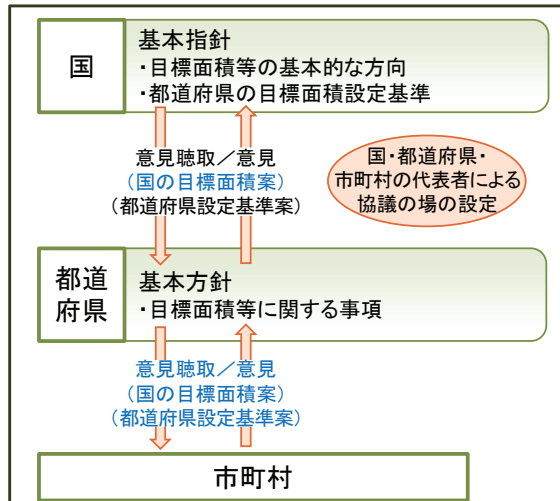
○国と地方が政策目標を共有し、相互に協力して実効性のある目標管理の仕組みを構築
・地域における農地の実情を反映（市町村の参画）
→市町村の意見聴取手続きの創設 など

（○上記のほか、「対応方針」（平成27年1月30日閣議決定）において、国と地方の十分な議論を担保するため、国・都道府県・市町村の協議の場を設定することなどを盛り込み

農地転用許可の権限移譲等

○農地転用許可に係る事務・権限は、農地を確保しつつ、地域の実情に応じた主体的な土地利用を行う観点から、地方に移譲等
・2～4haの農地転用に係る国協議は廃止
・4ha超の農地転用に係る事務・権限は、国との協議を付した上で、都道府県（下記の指定市町村にあっては、当該指定市町村）に移譲
・農地等の農業上の効率的かつ総合的な利用の確保に関する施策の実施状況を考慮して農林水産大臣が指定する市町村に都道府県と同様の権限を移譲

（○上記のほか、「対応方針」において、権限移譲に当たり、事例集の作成など制度の適正な運用に資する支援を行うことなどを盛り込み



	現行制度	改正後
4ha超	国	都道府県 ※国協議 (法定受託事務)
4ha以下 2ha超	都道府県 ※国協議 (法定受託事務)	都道府県 (自治事務)
2ha以下	都道府県 (自治事務)	都道府県 (自治事務)

17

【青字は、今回の改正内容を記載】

農地法に基づく指定市町村について

指定市町村については、以下の3点を指定要件の原則とし、農地を守る意欲と執行体制を備えた市町村について、手挙げ方式で農林水産大臣が指定。

技術的な詳細の要件等については、学識経験者、地方公共団体関係者もメンバーに加えた検討会を立ち上げて検討予定。

- ① 農地転用許可等を基準に従って適正に運用すると認められること
〔例〕過去に許可（相当と）した案件について、法令に違反した判断を行っていないこと など
- ② 農地転用許可制度等に係る事務処理体制が整っていると認められること
〔例〕農地転用に係る事務処理について一定の経験年数を有する職員を配置していること など
- ③ 優良農地の確保に係る適切な目標を定めること
〔例〕国が策定する「確保すべき農用地等の面積の目標等の基本的な方向」等に沿って、Ⅰ．最近年のそう勢（農振除外、荒廃農地発生）及びⅡ．施策の効果（荒廃農地発生抑制・再生）等を勘案して、当該市町村における確保すべき農用地等の面積の目標を定めること など

（指定市町村における農地転用許可制度等の適正な運用の確保について）

- ・国は、制度の適正な運用が図られるよう、転用基準の明確化等を行うとともに、研修の充実やマニュアル、事例集の作成などの支援を行う。
- ・国は、毎年行う農地転用許可事務の実態調査において、2ha超4ha以下の農地転用、指定市町村の運用等を重点的に調査するなど、運用状況の把握を行う。
- ・不適切な運用に対しては、是正要求等を行うが、農地転用許可の基準を適正に運用していると認め難い場合など、指定市町村としての要件を満たさなくなった場合、最終的には指定を取り消すこともあり得る。

18

第五次一括法の成立について

本日、「地域の自主性及び自立性を高めるための改革の推進を図るための関係法律の整備に関する法律（第五次一括法）」が成立した。

本法は、地方分権改革を推進するための新たな手法として導入された提案募集に対する個々の地方公共団体等からの提案に基づき実現したものであり、地方分権改革を新しいステージへと押し上げるものである。

特に本改正は、地方分権改革の最重要課題であった農地転用許可権限を都道府県及び指定市町村に移譲すること等を内容とするものであり、関係者のこれまでのご尽力に感謝する。

地方は、移譲された権限に基づき、農業の再生と総合的なまちづくりを両立させ、地方創生の実現に尽くし、農地の確保については、平成26年8月5日、地方六団体が取りまとめた「農地制度のあり方について」の趣旨を踏まえ、国とともに責任を果たしていく決意である。

今後、制度の設計に当たり、農地制度のあり方に関する地方六団体提言を踏まえたものになることを期待する。

国においては、必要な政省令の整備を速やかに行うとともに、事務権限の移譲等に伴う財源措置、スケジュールの提示、研修の実施・マニュアルの整備等について、地方の意見を十分に反映して、具体的な検討と調整を早期に進めることを強く望む。

今後の地方分権改革の推進については、地方公共団体等から提出された具体的な数多くの提案を、できる限り実現する方向で積極的に検討することと求める。

また、地方からの要望の強い分野を中心に、国と地方の役割分担の観点から地方への事務権限の移譲や「従うべき基準」の参酌すべき基準化を含めた義務付け・枠付けの見直しを行うことを原則とし、地方に委ねることによる特段の支障等を立証できない限り移譲・見直しを実行する取組みも併せて進めるべきである。

平成27年6月19日

地方六団体

全 国 知 事 会 長	山 田 啓 二
全 国 都 道 府 県 議 会 議 長 会 会 長	高 島 な お き
全 国 市 議 会 議 長 会 会 長	森 下 民 夫
全 国 市 議 会 議 長 会 会 長	岡 田 勝 彦
全 国 市 議 会 議 長 会 会 長	藤 原 忠 彦
全 国 市 議 会 議 長 会 会 長	清 二 蓮

19

平成26年の提案募集の取組の総括

1 成果の主要因

① 提案募集方式の利点の活用

- ・ 現場の具体的な支障に基づく説得力のある提案
～多彩な改革課題の抽出が可能
- ・ 制度改正に限らない柔軟な解決
～制度改正のみならず、運用改善を含めた多様な選択肢の検討
- ・ 「手挙げ方式」という新たな権限移譲の方式の積極活用

② 部会での時間をかけた議論

- ・ 重点事項の設定
- ・ 各府省ヒアリング等を通じた十分な論点の整理、対応の方向性の検討
～関係府省等との粘り強い対話
(各府省への再検討要請時に、部会としての詳細な関心事項を文書で提示し、検討を依頼)

③ 農地制度に関する地方側の取組(地方六団体提言)

- ・ 地方六団体が意見の相違を乗り越え、提言を取りまとめ
- ・ 従来の権限移譲だけを求める要望ではなく、農地の総量確保の具体的な制度設計を行うなど、農地制度の在り方全体について提言
- ・ 首長によるプロジェクトチーム、各団体の農地制度担当次長・課長によるワーキンググループを開催
～権限移譲に伴う農地の確保に関する懸念について一つ一つ掘り下げて議論
～今後の地方分権改革推進のモデルケース

＜事例1 : 市町村水道事業の認可・監督権限の都道府県への移譲＞

＜事例2 : 開発許可に係る開発審査会の運用見直し＞

2 平成26年の取組で現れた課題

- ① 支障事例や実現効果の提示が明確でない提案があったこと
(例)営業所が複数都道府県に跨る業者に係る建設業の許可の移譲
- ② 財源問題に最終的に帰着する提案があったこと
(例)多子世帯保育料軽減制度における同時入所要件の撤廃
- ③ 提案の広がり、汎用性に課題がみられた提案があったこと

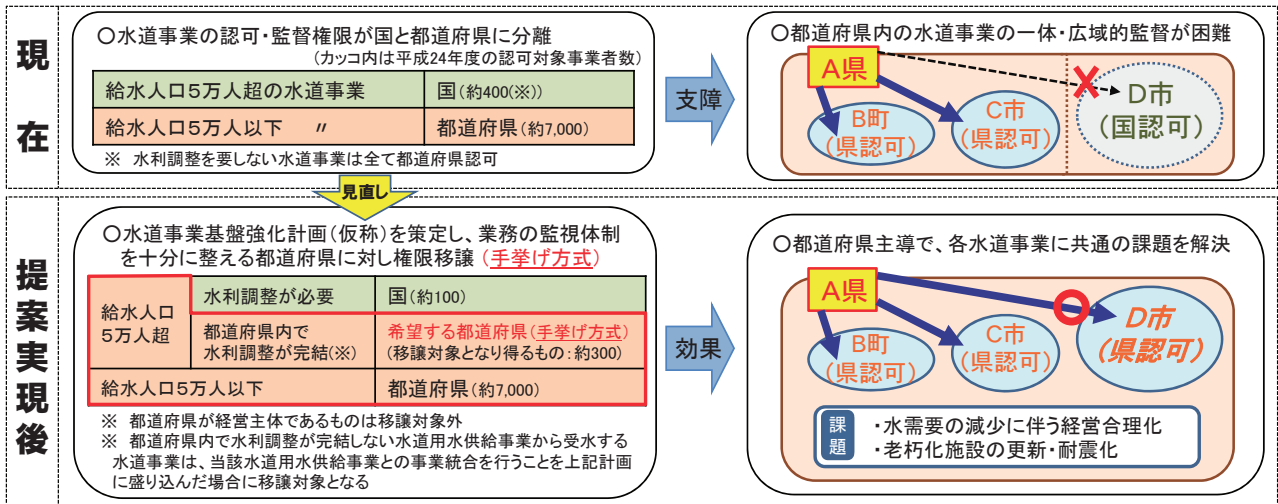
3 「対応方針」での検討事項のフォローアップ

年末の対応方針の決定に向けて、秋頃までに論点整理・対応の方向性の検討が必要

(参考)「事務・権限の移譲等に関する見直し方針について」(平成25年12月20日閣議決定)での検討事項で、今般、権限移譲を行うこととしたもの

- ・ 毒物及び毒物及び劇物取締法に基づく特定毒物研究者の許可
- ・ 農地法に基づく農地転用許可
- ・ 火薬類取締法に基づく火薬類の製造・販売・消費等の許可
- ・ 高圧ガス保安法に基づく高圧ガスの製造・貯蔵等の許可
- ・ 中小企業の新たな事業活動の促進に関する法律に基づく確認事務
- ・ 中小企業における経営の承継の円滑化に関する法律に基づく支援措置に係る認定等
- ・ 特定特殊自動車排出ガスの規制等に関する法律に基づく使用者への技術基準適合命令等

＜事例1＞市町村水道事業の認可・監督権限の都道府県への移譲

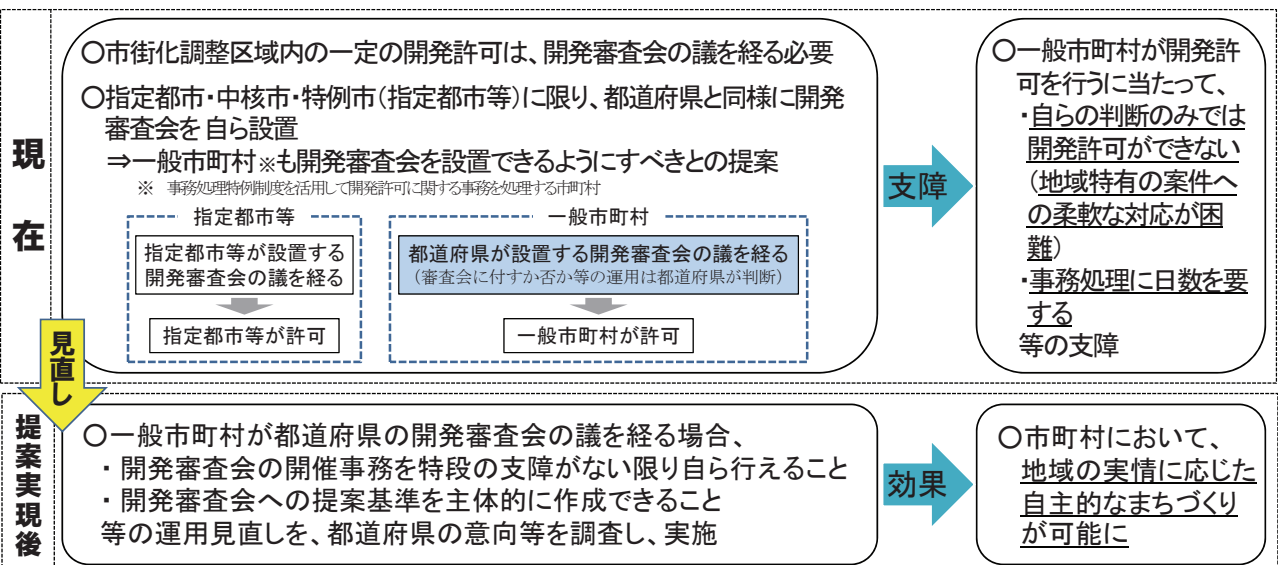


実現のポイント

- 提案側が、都道府県が広域的に果たす役割の重要性について効果的に主張できたこと
- ⇒ 近年、水道事業が水需要の減少に伴う経営合理化や老朽化施設の更新・耐震化等の課題に直面しており、厚生労働省も「新水道ビジョン」(平成25年3月)において、これらの課題の解決に際し都道府県に広域的な事業間調整等の役割を果たすよう求めている点を指摘
- 手挙げ方式の導入

22

＜事例2＞開発許可に係る開発審査会の運用見直し



実現のポイント

- 提案側が、地域の実例を踏まえて、現行制度の支障を具体的に、説得力を持って主張できたこと
- 長年の懸案について従来の議論に加えて新たな視点での議論(一律の権限移譲だけではなく、運用改善等による実質的な支障解消策など)が深められたこと

23

平成27年の提案募集の実施について

- 提案募集の実施方針(平成26年4月30日地方分権改革推進本部決定)に基づき引き続き実施
 - － 地方創生の本格展開を踏まえ、地方創生に関する提案等を重点事項としてヒアリング
 - 募集を前倒しし、準備・検討期間を充実
 - － 3月末に着手
 - 提案の最大限の実現を図るため、事務手続きを若干見直し
 - (1)提案団体には、事前相談を必ず行っていただくよう依頼
 - － 事前相談のあった提案は、支障事例や制度改正による効果の説明を中心に一つ一つ丁寧に議論・助言
 - － 一定の広がりを持ち、説得力ある提案となるよう、共同提案や提案内容の他団体による補充を推奨
 - (2)次のような単年度で結論を得ることが難しい提案は、有識者会議の審議を経て、支障事例等が具体的に示された段階で各省調整を開始
 - ① 最近の閣議決定で見直しの方向性が決定されており、その効果を検証するのに十分な期間が経過していない事項に関する提案であって、その後の新たな情勢変化等の記述がないもの
 - ② 現行制度の支障事例、制度改正による効果等制度改正の必要性が具体的に示されていないもの
 - (3)補助金関連の提案(補助要綱等の規制緩和)は、関係府省に照会し予算編成過程での検討を求めた上、予算編成後に回答を取りまとめ
- ※ ただし、要綱等による義務付け・枠付けや配置規制について、特に地方分権の観点からの議論が必要と考えられるものは、通常の提案と同様に取り扱う

24

平成27年の地方分権改革に関する提案募集方式の取組状況（予定）

3月23日～6月10日 提案募集受付

6月30日 地方分権改革有識者会議・提案募集検討専門部会 合同会議 重点事項の決定等

7月1日～16日 関係府省への検討要請

8月上旬～10月上旬 提案募集検討専門部会等における集中的な調査審議
関係府省からのヒアリング、対応方針の検討等

10月～11月中旬 関係府省との調整

11月下旬 地方分権改革有識者会議・提案募集検討専門部会 合同会議 対応方針の了承

12月 地方分権改革推進本部・閣議 対応方針の決定

※ 平成26年の対応方針における検討事項について、併せてフォローアップを行う。

25

平成27年の地方からの提案と検討区分別の状況

○ 平成27年の提案総数：334件

(内訳)

内閣府と関係府省との間で調整を行う提案	241件	334件
重点事項(※)	52件	
関係府省における予算編成過程での検討を求める提案	34件	
その他	59件	
提案団体から改めて支障事例等が具体的に示された場合等に調整の対象とする提案	50件	
提案募集の対象外である提案	9件	

※ 地方分権改革有識者会議の提案募集検討専門部会で調査・審議を行う案件
→専門部会では、本年1月の閣議決定で本年の検討事項とした11事項についても、併せて調査・審議

26

地方分権改革の成果(例) ① ～義務付け・枠付けの見直し～

○地域課題への柔軟な対応が可能に

従来は、法令で全国一律の基準が定められていたが、国の地方に対する義務付け・枠付けの見直しにより、地方公共団体が、条例で独自の基準を定められるようになり、各地域の課題を柔軟に解決できるようになった。

「坂の街」長崎市の新たな道作り (長崎市)

道路の構造基準

従来

国基準で、道路勾配を12%以下に義務付け



現在

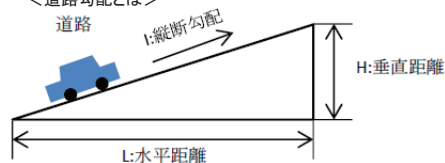
条例で、17%以下に引き上げ(H24～)

効果

急坂の多い地域でも道路整備が可能となり、住民の利便性が向上するとともに、緊急時の車両通行が可能に



<道路勾配とは>
道路



$$I(\%) = H/L \times 100$$

27

地方分権改革の成果（例）② ～県から市町村への権限移譲～

○身近な窓口での行政サービス提供により利便性が向上

従来は、都道府県が窓口事務を行っていたが、権限移譲により、住民や事業者にとって身近な市町村が窓口事務を行うことができるようになり、利便性が向上した。

パスポート交付手続が迅速・便利に（佐賀県）

パスポートの発給

従来

県が実施
（窓口4カ所）



現在

全市町(20市町)が実施
（窓口21カ所）※

※条例による事務処理特例制度を活用し、権限移譲

効果

より身近な窓口で手続を行うことができるようになったほか、事務改善により、最短4日でのパスポート交付が実現

交付に要する日数

	従来	現在	
		佐賀市以外の市町受付	佐賀市受付
1日目	・申請受付 ・申請書発送	・申請受付 ・申請書発送	・申請受付 ・申請書発送
2日目	・申請書到着 ・審査	・申請書到着 ・審査	・申請書到着 ・審査 ・作成 ・1次検査
3日目	・作成 ・1次検査	・作成 ・1次検査	・2次検査 ・発送
4日目	・2次検査 ・発送	・2次検査 ・発送	・旅券到着 ・交付
5日目	・旅券到着 ・交付準備	・旅券到着 ・交付	
6日目	・交付		

※ 青色のセルは市町事務
※ 白色のセルは県事務

法人税改革を巡る 国際的議論の動向

公益財団法人 日本証券経済研究所
主任研究員 山田 直夫

1

報告の概要

1. 法人税改革に関する議論
2. ACEとは何か
3. ベルギーのACE
4. ACEに関する研究

2

1. 法人税改革に関する議論

3

マーリーズ・レビュー

- 2010年から2011年にかけて、Institute for Fiscal Studiesより出版
- 1978年のミード報告の後継
- グローバル化といった経済環境の変化を踏まえた税制改革案
- 法人税として、ACE (Allowance for Corporate Equity) の導入を提案

4

OECDの議論(1)

- 税源浸食と利益移転(BEPS: Base Erosion and Profit Shifting)
 - 2015年10月5日 最終報告書を公表
 - 2015年10月8日 G20財務大臣・中央銀行総裁会議に提出
- 手続面も含めた15の行動計画の下、包括的にBEPSに対応する諸措置を勧告

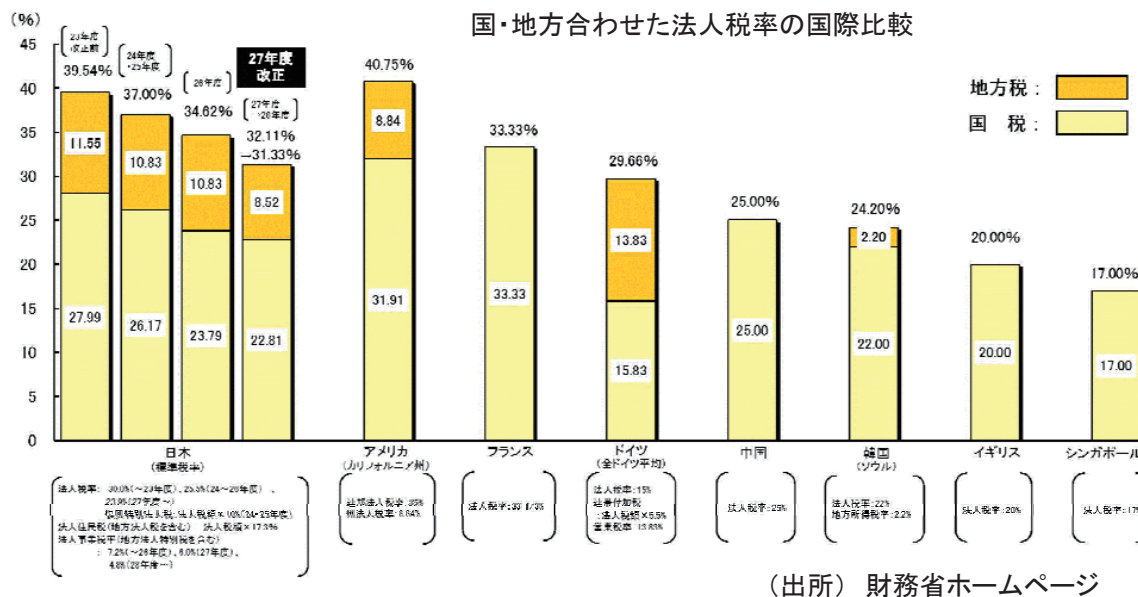
5

OECDの議論(2)

- 背景(BEPS行動計画に関する最終報告書の公表についての財務大臣談話より)
 - 近年、グローバルな経済活動の構造変化に各国の税制や既存の国際課税ルールが追いつかず、多国籍企業の活動実態とルールの間になずれが生じている
 - 多国籍企業がこのようなずれを利用することで、課税所得を人為的に操作し、課税逃れを行うこと(BEPS)がないよう、各国の税制の調和を図ると共に、国際課税ルールを経済活動の実態に即したものとする必要がある

6

わが国の議論(1)



わが国の議論(2)

- ・平成27年度税制改正

1. 成長志向に重点を置いた法人税改革
 - (1) 法人税率の引下げ
 - (2) 課税ベースの拡大等
 - (3) 賃上げへの配慮措置
2. 地方拠点強化税制の創設
3. 復興支援

2. ACEとは何か

9

ACEの概要(1)

- Institute for Fiscal Studies (1991) が提案
- 負債利子だけでなく、株式の機会費用も法人税の課税ベースから控除する
- 株式の機会費用＝株主基金×みなし利子率
- 株主基金とは、税制上の自己資本

10

ACEの概要(2)

- みなし利子率には中期国債の利率を用いることを提案
- U. S. Department of the Treasury (1992) が提案したCBIT (Comprehensive Business Income Tax) は、株式の機会費用だけでなく、負債利子も法人税の課税ベースから控除することを認めない
- ACEは資金調達、投資決定に対して中立的
- CBITは資金調達に対して中立的だが、投資決定に対して非中立的

11

ACEの概要(3)

- ACEは欧州を中心にいくつかの国で導入されている
- CBITそのものを導入している国はないとされている

ACEとCBITの比較		
	ACE	CBIT
資金調達	中立的	中立的
投資決定	中立的	非中立的
導入国	あり	なし

12

株主基金の計算

前期の株主基金額	
加算	前期のACE控除
	前期の(ACE控除適用後)課税利潤
	他企業からの受取配当額
	純新規株式発行額
減算	課税利潤に係る税額
	支払配当
	他企業の純新規株式取得額
＝今期の株主基金額	

(出所) Institute for Fiscal Studies (1991) p.73 より作成

13

ACEの導入国

国名	期間	株主基金に株式の帳簿価額を用いている国
オーストリア	2000-2004	
ベルギー	2006-	○
ブラジル	1996-	
クロアチア	1994-2000	○
イタリア	1997-2003 2012-	
ラトビア	2009-	
リヒテンシュタイン	2011-	○
ポルトガル	2010-2013, replacement by 2014	
スイス	5年から7年以内に導入する方向で動いている	

(出所) Hebous and Ruf (2015) TableA1 より作成

14

3. ベルギーのACE

15

導入の背景

- 名称 NID: Notional Interest Deduction
- 自国内に外国企業を誘致するための優遇税制(コーディネーション・センター制度)が、EUの優遇税制に対する取り組みを受けて、2010年末までに段階的に廃止された
- 代替として導入
 - 2005年6月22日に立法化
 - 2007年課税年度から適用

16

NIDの目的と概要

- 導入の目的
 - コーディネーション・センター制度の代替
 - 負債で資金を調達した場合と株式で資金を調達した場合の税制上の扱いを等しくする
 - 実効税率の低下
- $\text{NIDによる控除額} = \text{調整後自己資本} \times \text{みなし利子率}$
- みなし利子率は2年前の10年国債の利率から算出される

17

みなし利子率の変遷

課税年度	大企業(%)	中小企業(%)	前年からの変動
2007	3.442	3.942	
2008	3.781	4.281	0.339
2009	4.307	4.807	0.526
2010	4.473	4.973	0.166
2011	3.800	4.300	-0.673
2012	3.425	3.925	-0.375
2013	3.000	3.500	-0.425
2014	2.742	3.242	-0.258
2015	2.630	3.130	-0.112

(出所) ベルギー財務省資料などより作成

18

最近の傾向

- みなし利子率は低下傾向
 - NID超過額の繰越禁止（当初は7年繰越可能）
- ベルギーの財政事情が大きく影響しているものと考えられる

19

2016課税年度（1）

- NIDの計算に用いられるみなし利子率は、現時点では、2年前の7月から9月の10年国債の利率の平均を用いる
- 2016課税年度のみなし利子率は2014年の7月から9月の10年国債の利率の平均
 - ベルギーの2014年7月の10年国債の利率は1.757%、8月は1.578%、9月は1.350%で平均は1.562%
- みなし利子率の算定には、最大値が3.0%（中小企業は3.5%）、前年からの変動が1%ポイント以内という規定がある

20

2016課税年度(2)

- 2015課税年度のみなし利子率は2.630%なので、みなし利子率を1.562%とすると前年からの変動が1%ポイント以内という規定に抵触する
- 2016課税年度のみなし利子率は前年から1%ポイントをマイナスした1.630%(中小企業は2.130%)になる見通し
- 前年からの変動は全て1%ポイントより小さいので、これまでにこの規定が適用されたことはなく、今回が初めてのことだと思われる

21

4. ACEに関する研究

22

研究の動向

- 理論研究: 中立性、不確実性
- シミュレーション: 応用一般均衡モデル
- 実証研究: 主にベルギー、イタリアを対象とした研究

➤以下では、ベルギーに関する実証研究について紹介する

23

Kestens *et al.* (2012)

- NIDがベルギー中小企業の資本構成に与える影響について分析
- データ: ビューロ・ヴァン・ダイク社のBelfirst
- 分析対象期間: 2005-2008
- NID導入による限界税率の変化をシミュレーションによって推計
- NIDによって限界税率が低下する企業ほど負債資産比率を引き下げている

24

Van Campenhout and Van Caneghem (2013)

- NIDを導入したベルギー中小企業の特徴やNIDが中小企業の資本構成に与える影響について分析
- データ: ビューロ・ヴァン・ダイク社のBelfirst
- 分析対象期間: 1998-2007、2005-2006
- 負債資産比率がNID採用確率にマイナスに影響する
- NIDは負債資産比率に統計的に有意な影響をもたらしていない

25

Princen (2012)

- NIDがベルギー企業のレバレッジ、投資に与える影響を分析
- データ: ビューロ・ヴァン・ダイク社のAMADEUS
- 分析対象期間: 2001-2007
- 全企業を対象とした場合、NIDがレバレッジを引き下げる効果がみられた
- 規模別に分析した場合、大規模企業の方がレバレッジを引き下げる効果が大きい
- 投資に与える影響については有意な結果は得られていない

26

aus dem Moore (2013)

- NIDがベルギー企業のレバレッジに与える影響を分析
- データ:ビューロ・ヴァン・ダイク社のAMADEUS
- 分析対象期間:2003-2007
- 全企業を対象とした分析では、NIDは有意ではない、あるいはレバレッジを増加させる効果がみられた
- 規模別に分析を行うと、大規模企業にだけレバレッジを引き下げる効果がみられた

27

aus dem Moore (2014)

- NIDがベルギー企業の投資に与える影響を分析
- データ:ビューロ・ヴァン・ダイク社のAMADEUS
- 分析対象期間:2000-2008
- 大規模企業には有意な影響なし
- 小規模企業と中規模企業はNID導入により投資比率(投資・総資産比率)を引き上げている

28

井上・山田(2014)

- NIDが国内企業の資本構成や設備投資に与えた影響について分析
- 資本のユーザーコストを計算し、限界実効税率を推計
- データ:ビューロ・ヴァン・ダイク社のBelfirst
- 分析対象期間:2003-2008 (関数の推定期間:2005-2008)
- NID 導入は限界実効税率を引き下げ、負債資産比率を低下させる
- 設備投資を促進する効果をもつ

29

資本構成・投資への影響

論文	資本構成への影響	投資への影響
Kestens <i>et al.</i> (2012)	影響あり	
Van Campenhout and Van Caneghem (2013)	影響なし	
Princen (2012)	影響あり	影響なし
aus dem Moore (2013)	影響あり	
aus dem Moore (2014)		影響あり
井上・山田(2014)	影響あり	影響あり

30

Hebous and Ruf (2015)

- ドイツの多国籍企業の関連会社をACE導入国に所在している関連会社とそうではない関連会社に分け、負債資本比率や投資行動に有意な違いがあるかどうかを検証し、ACEの効果进行分析
- データ:ドイツ連邦銀行の個票データ(MiDi : Microdatabase Direct investment)
- 分析対象期間:1999-2011
- ACE導入国に所在する関連会社は、①負債資本比率を低下させている、②他国に所在する関連会社への貸付を増加させている、③自社の固定資産は変化させていない

31

Bauweraerts and Colot (2012)

- family firmsとnon-family firmsはペッキング・オーダー理論とトレード・オフ理論のどちらに従って資金調達しているか、NIDも考慮しながら分析
- データ:ビューロ・ヴァン・ダイク社のBelfirst
- 分析対象期間:2002-2010
- 2006年以降、family firmsはトレード・オフ理論に従っている
- 2006年に導入されたNIDが資金調達方法の変更に影響を与えた可能性がある

32

Bauweraerts and Vandernoot (2013)

- NIDを考慮し、ベルギーにおけるfamily firmsとnon- family firmsの税負担削減行動について分析
- データ:ビューロ・ヴァン・ダイク社のBelfirst
- 分析対象期間:2002-2010
- family firmsの方がより積極的に税負担削減行動を行っている
- NID導入により、family firms、non- family firmsともに調整後自己資本を増加させている(non- family firmsの方がその効果大きい)

33

参考文献(1)

- aus dem Moore, N. (2013) "Taxes and Corporate Financing Decisions – Evidence from the Belgian Ace Reform" mimeo.
- aus dem Moore, N. (2014) "Corporate Taxation and Investment –Evidence from the Belgian ACE Reform" *Ruhr Economic Papers* No.534.
- Bauweraerts, J. and O. Colot (2012) "Pecking-Order or Static Trade-off Theory in Family Firms? Evidence from Belgium" *International Business Research* 5(11), pp. 1-11.
- Bauweraerts, J. and J. Vandernoot (2013) "Allowance for Corporate Equity and Tax Aggressiveness: Do Family Firms Differ from Non-family Firms?" *Journal of Management Research* 5(3), pp. 1-16.
- Boadway, R. and N. Bruce (1984) "General Proposition on the Design of a Neutral Business Tax," *Journal of Public Economics* 24(2), pp.231-239.

34

参考文献(2)

- Hebous, S. and M. Ruf (2015) “Evaluating the Effects of ACE Systems on Multinational Debt Financing and Investment” *CESifo Working Paper* No. 5360.
- Institute for Fiscal Studies (1991) *Equity for Companies: A Corporation Tax for the 1990s*, A Report of the IFS Capital Taxes Group Chaired by Malcolm Gammie.
- Kestens, K., P. Van Cauwenberge and J. Christiaens (2012) “The Effect of the Notional Interest Deduction on the Capital Structure of Belgian SMEs,” *Environment and Planning C: Government and Policy* 30, pp.228-247.
- Princen, S. (2012) “Taxes do Affect Corporate Financing Decisions: The Case of Belgian ACE,” *CESifo Working Paper* No. 3713.

35

参考文献(3)

- U. S. Department of the Treasury (1992) *Integration of the Individual and Corporate Tax Systems: Taxing Business Income Once*, U. S. Government Printing Office.
- Van Campenhout, G. and T. Van Caneghem (2013) “How Did the Notional Interest Deduction Affect Belgian SMEs’ Capital Structure?” *Small Business Economics*, 40, pp. 351-373.
- 井上智弘・山田直夫(2014)「ベルギー法人税制におけるNID導入の効果」『会計検査研究』、第49号、11-28頁

36

平成 28 年度地方税制改正(案)について

総 務 省

平成 28 年度税制改正の大綱(平成 27 年 12 月 24 日閣議決定)のうち、地方税の概要は以下のとおり。

1 法人税改革

◎ 法人事業税の所得割の税率引下げと外形標準課税の拡大

- 資本金 1 億円超の普通法人に係る所得割の税率を引き下げるとともに、外形標準課税(付加価値割、資本割)を 8 分の 5 に拡大(②⑥ 2/8→②⑦ 3/8→②⑧ 5/8)。

● 国・地方を通じた法人実効税率 ②⑥ 34.62% → ②⑦ 32.11% → ②⑧ 29.97% ※③⑩ 29.74%

〔標準税率〕	平成 26 年度	平成 27 年度	平成 28 年度～
所得割 ※	7.2 %	6.0 %	3.6 %
付加価値割	0.48%	0.72%	1.2 %
資本割	0.2 %	0.3 %	0.5 %

※平成 28 年度までは、地方法人特別税を含む

- 外形標準課税の拡大により負担増となる法人のうち、事業規模が一定以下の法人について、3 年間、負担増を軽減(②⑧ 3/4 軽減、②⑨ 2/4 軽減、③⑩ 1/4 軽減)。

2 地方法人課税の偏在是正

◎ 法人住民税の交付税原資化(平成 29 年度～)

- 消費税率(国・地方)10%段階において、地域間の税源の偏在性を是正し、財政力格差の縮小を図るため、法人住民税法人税割の一部を交付税原資化。

(1) 法人住民税法人税割の税率の改正(〔 〕は制限税率)

道府県民税 : 3.2% → 1.0% (△2.2%) [2.0%]

市町村民税 : 9.7% → 6.0% (△3.7%) [8.4%]

(2) 地方法人税の税率の改正

4.4% → 10.3% (+5.9%)

- 偏在是正により生じる財源(不交付団体の減収分)を活用して地方財政計画に歳出を計上。

◎ 地方法人特別税の廃止等(平成 29 年度～)

- 地方法人特別税・譲与税を廃止し、全額法人事業税に復元。
 - 法人事業税額の一部を都道府県が市町村に交付する法人事業税交付金を創設。
 - ・ 交付額 : 法人事業税額の 5.4%
 - ・ 交付基準 : 従業者数
- ※ いずれも所要の経過措置を講ずる。

3 車体課税

◎ 自動車取得税の廃止と環境性能割（仮称）の創設（平成 29 年度～）

- 平成 29 年 4 月の消費税率（国・地方）10%への引上げ時に、自動車取得税を廃止し、自動車税及び軽自動車税にそれぞれ環境性能割（仮称）を創設。
 - ・ 税率は、燃費基準値達成度等に応じて決定し、非課税、1%、2%、3%の4段階を基本とする（営業車・軽自動車の税率は、当分の間、2%を上限）。〔別紙参照〕
 - ・ 新車・中古車を問わず対象とする。
 - ・ 税率を決定する燃費基準値達成度等については、技術開発の動向や地方財政への影響等を踏まえ、2年ごとに見直しを行う。
 - ・ 軽自動車税環境性能割（仮称）は、当分の間、都道府県が賦課徴収等を行う。
 - ・ 自動車税環境性能割（仮称）について、税收の一定割合を市町村へ交付する制度を設ける。

◎ グリーン化特例（軽課）の見直し・延長

- 自動車税におけるグリーン化特例の見直し。
 - ・ 基準の切り替えと重点化を行った上で1年間延長。〔別紙参照〕
- 軽自動車税におけるグリーン化特例の延長。
 - ・ 現行の特例措置について適用期限を1年間延長。

4 地方消費税

◎ 消費税（国・地方）の軽減税率制度（平成 29 年度～）

- 消費税（国・地方）の軽減税率制度を平成 29 年 4 月から導入。
- 対象品目
 - ・ 酒類及び外食を除く飲食料品
 - ・ 定期購読契約が締結された週2回以上発行される新聞
- 軽減税率：8%（国分：6.24% 地方分：1.76%）
（標準税率：10%（国分：7.8% 地方分：2.2%））
- 軽減税率制度の導入に当たり、財政健全化目標を堅持し、安定的な恒久財源を確保するため、平成 28 年度末までに歳入及び歳出における法制上の措置等を講ずる 等

◎ 地方消費税に係る徴収取扱費の見直し

- 消費税率（国・地方）の引上げによる影響を踏まえ、徴収取扱費を見直す。
 - ・ 譲渡割：既往の1%相当分（社会保障財源化分以外）×0.55%
 - ・ 貨物割：既往の1%相当分（社会保障財源化分以外）×0.55%

5 固定資産税

◎ 地域の中小企業による設備投資の支援

- 地域の中小企業による設備投資の促進を図るため、中小企業者等が新規取得した生産性向上に資する一定の機械及び装置の固定資産税の課税標準の特例措置（最初の3年間価格の1/2）を創設。

※ 中小企業の生産性向上に関する法律（仮称）の制定が前提。（同法附則により地方税法を改正）

◎ 農地保有に係る課税の強化・軽減

- 農地法に基づく農業委員会による協議の勧告を受けた遊休農地について、正常売買価格に乘じられている割合（0.55）を乗じないこととする等の評価方法の変更による課税の強化を平成29年度から実施。
- 所有する全農地に農地中間管理事業のための賃借権等（設定期間10年以上）を新たに設定した農地について、固定資産税の課税標準の特例措置（最初の3年間価格の1/2）を創設。

※ 賃借権等の設定期間が15年以上の場合、課税標準を最初の5年間価格の1/2。

6 主な税負担軽減措置等

◎ 地方創生応援税制（「企業版ふるさと納税」）の創設

- 地方公共団体が行う、地方創生を推進する上で効果の高い一定の事業に対して法人が行った寄附について、現行の寄附金の損金算入措置に加え、法人事業税・法人住民税及び法人税から税額控除。

◎ 固定資産税等の特例措置

- 防災上重要な道路における無電柱化のため、道路の地下に埋設するために新設した電線等に係る固定資産税の課税標準の特例措置を創設。
- JR九州（株）の国鉄から承継した固定資産及び事業用固定資産に係る固定資産税等の課税標準の特例措置について、所要の経過措置を講じた上で廃止。
- 日本郵便株式会社が所有する一定の固定資産に係る固定資産税等の課税標準の特例措置について、特例率を見直した上で2年延長。
- 新築住宅に係る固定資産税の税額の減額措置を2年延長。
- 以下の特例措置について、わがまち特例を導入した上で延長。
 - ・ 再生可能エネルギー発電設備に係る課税標準の特例措置〔2年延長〕
 - ・ 津波対策の用に供する港湾施設等に係る課税標準の特例措置〔4年延長〕
 - ・ 認定誘導事業者※が取得した公共施設等に係る課税標準の特例措置〔2年延長〕
- 中小企業者が取得する健康サポート薬局の用に供する不動産に係る不動産取得税の課税標準の特例措置を創設。

※ 都市再生特別措置法に基づく都市機能誘導区域内に誘導すべき医療施設、福祉施設等の整備計画の認定を受けた民間事業者

7 納税環境整備等

◎ 個人住民税の徴収引継特例の対象拡大

- 都道府県知事が市町村長の同意を得て行う個人住民税の滞納処分等について、当該年度分のみ個人住民税を滞納している者の滞納に係る徴収金を対象に追加。

◎ 加算金の加重措置の導入

- 国税における見直しと同様、短期間に繰り返して不申告又は仮装・隠蔽に基づく修正申告の提出等を行った場合、加算金の割合に10%加算する措置を導入。

① 自動車税及び軽自動車税における環境性能割（案）

乗用車（自家用）

登録車の税率	軽自動車の税率	対 象 車
非課税	非課税	電気自動車等
		H32 燃費基準＋10%達成
1.0%	1.0%	H32 燃費基準達成
2.0%	2.0%	H27 燃費基準＋10%達成
3.0%	2.0%	上記以外の車

トラック・バス（営業用）

【重量車】(車両総重量 3.5t 超)

税率	対 象 車		
		排出ガス要件	燃費要件
非課税	電気自動車、燃料電池車、プラグインハイブリッド車、天然ガス車(ポスト新長期規制から NOx10%低減)		
	ディーゼルハイブリッド車	H28 規制適合	H27 燃費基準＋10%達成
		ポスト新長期規制 NOx・PM10%低減	H27 燃費基準＋10%達成
		ポスト新長期規制適合	H27 燃費基準＋15%達成
0.5%		H28 規制適合	H27 燃費基準＋5%達成
		ポスト新長期規制 NOx・PM10%低減	H27 燃費基準＋5%達成
		ポスト新長期規制適合	H27 燃費基準＋10%達成
1.0%		H28 規制適合	H27 燃費基準達成
		ポスト新長期規制 NOx・PM10%低減	H27 燃費基準達成
		ポスト新長期規制適合	H27 燃費基準＋5%達成
2.0%	上記以外の車		

【中量車】【軽量車】

重量車の場合と同様の考え方に基づき、排出ガス・燃費(H27 燃費基準)の各要件を満たすものについて、要件の達成割合に応じて税率が決定。

② グリーン化特例（軽課）（案）

【自動車税】〔現行〕

税率	対 象 車
税率を概ね 75%軽減	電気自動車等
	H27 燃費基準＋20%達成 (H32 燃費基準達成)
税率を概ね 50%軽減	H27 燃費基準＋10%達成



【自動車税】〔H28.4～〕

税率	対 象 車
税率を概ね 75%軽減	電気自動車等
	H32 燃費基準＋10%達成
税率を概ね 50%軽減	H27 燃費基準＋20%達成

（軽自動車税のグリーン化特例（軽課）については、現行の特例措置を1年間延長）

注1)「電気自動車等」とは、電気自動車、燃料電池車、プラグインハイブリッド車、天然ガス自動車(ポスト新長期規制から NOx10%低減)、クリーンディーゼル乗用車(ポスト新長期規制適合)をいう。

注2) 電気自動車等を除くガソリン車・ガソリンハイブリッド車については、いずれも平成17年排出ガス基準75%低減達成車(★★★★)に限る。

参 考 資 料

〔 平成28年度地方税制改正(案) 関係 〕

総務省自治税務局

目 次

〔法人税改革〕	
➢ 法人事業税所得割の税率引下げと外形標準課税の拡大(案)	1
➢ 負担変動の軽減措置(案)	2
➢ 負担変動の軽減措置(案)のイメージ	3
〔地方法人課税の偏在是正〕	
➢ 法人住民税法人税割の交付税原資化(案)の概要	4
➢ 法人住民税法人税割の交付税原資化	5
➢ 地方法人特別税・譲与税の廃止(案)	6
➢ 法人事業税交付金の創設(案)	7
〔車体課税〕	
➢ 自動車税・軽自動車税における環境性能割(仮称)の税率等について(案)	8
➢ 自動車取得税におけるエコカー減税の変遷	9
➢ 中古車に係る環境性能割について(案)	10
➢ 自動車税環境性能割の都道府県から市区町村への交付金制度について(案)	11
➢ 自動車税・軽自動車税におけるグリーン化特例(軽課)の見直し(案)	12
〔地方消費税〕	
➢ 地方消費税の仕組みと徴収取扱費の見直し(案)について	13
〔固定資産税〕	
➢ 機械及び装置の固定資産税の特例措置(案)	14
➢ 農地保有に係る課税の強化・軽減(案)	15
〔主な税負担軽減措置等〕	
➢ 地方創生応援税制(「企業版ふるさと納税」)の創設(案)	16
➢ 防災及び減災に資する道路の無電柱化の促進に係る固定資産税の課税標準の特例措置の創設(案)	18
➢ J R九州株式会社の国鉄から承継した固定資産及び事業用固定資産に係る固定資産税等の課税標準の特例措置の廃止(案)	19
➢ 日本郵便株式会社が所有する一定の固定資産に係る固定資産税等の課税標準の特例措置の縮減及び延長(案)	20
➢ 新築住宅に係る固定資産税の税額の減額措置の適用期限の延長(案)	21
➢ 平成28年度税制改正(案)におけるわがまち特例の導入について(案)	22
➢ 中小企業者が取得する健康サポート薬局に係る不動産取得税の課税標準の特例措置の創設(案)	23
〔納税環境整備等〕	
➢ 個人住民税に係る市区町村から都道府県への徴収引継特例の対象拡大について(案)	24
➢ 短期間に繰り返して不申告又は仮装・隠蔽が行われた場合の加算金の加重措置の導入(案)	25

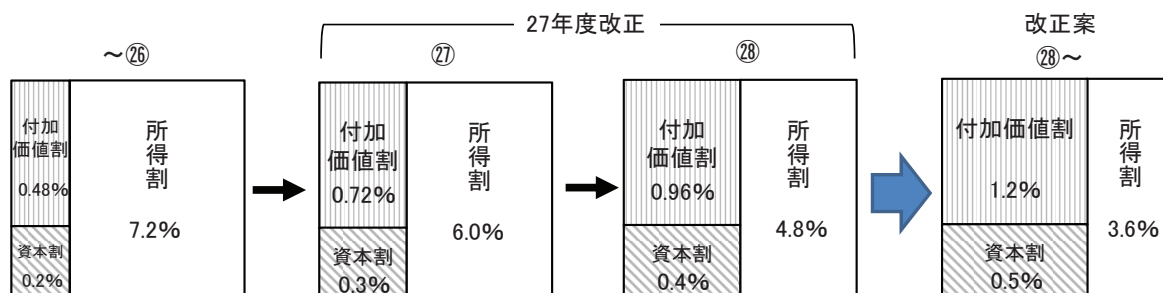
法人事業税所得割の税率引下げと外形標準課税の拡大（案）

法人事業税所得割の税率を引き下げ、外形標準課税を5/8に拡大する。

～②⑥ 2/8 → ②⑦ 3/8 → ②⑧ 4/8 → ②⑧～ 5/8

【税率】

付加価値割 ～②⑥ 0.48% → ②⑦ 0.72% → ②⑧ 0.96% → ②⑧～ 1.2%
 資本割 ～②⑥ 0.2% → ②⑦ 0.3% → ②⑧ 0.4% → ②⑧～ 0.5%
 所得割 ～②⑥ 7.2% → ②⑦ 6.0% → ②⑧ 4.8% → ②⑧～ 3.6%



- ※ 資本割における特例（圧縮特例、持株会社特例、個別特例）については、現行特例の趣旨を踏まえ、維持。
- ※ 所得割の所得400万円以下、400万円超から800万円以下の税率は、比例的に措置。
- ※ 所得割の税率には地方法人特別税を含む。

1

負担変動の軽減措置（案）

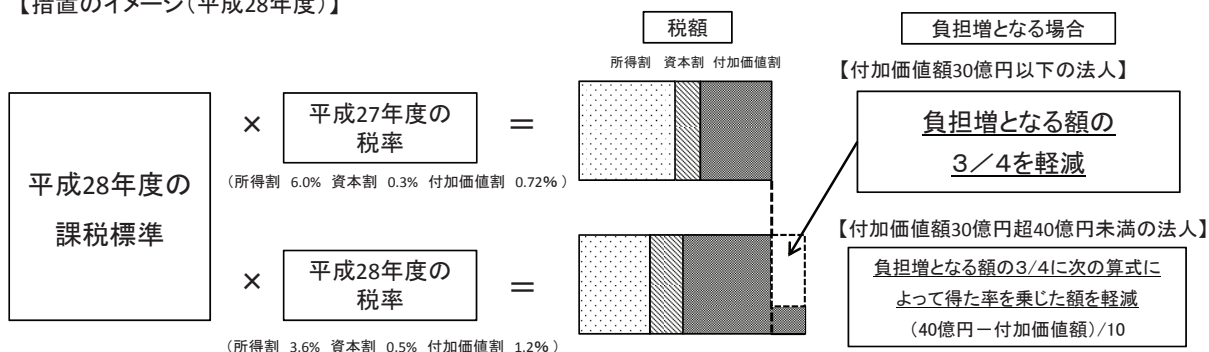
外形標準課税の拡大（②⑦3/8→②⑧5/8）に対応し、平成27年度改正で創設した負担変動に対する軽減措置を拡充。

外形標準課税の拡大により負担増となる法人（欠損法人、事業規模に比して所得が小さい法人）のうち、事業規模が一定以下の法人について、3年間、負担増を軽減する措置を講ずる。

付加価値額30億円以下の法人 → 負担増となる額の $\begin{Bmatrix} \text{H28} & 3/4 \\ \text{H29} & 2/4 \\ \text{H30} & 1/4 \end{Bmatrix}$ を軽減

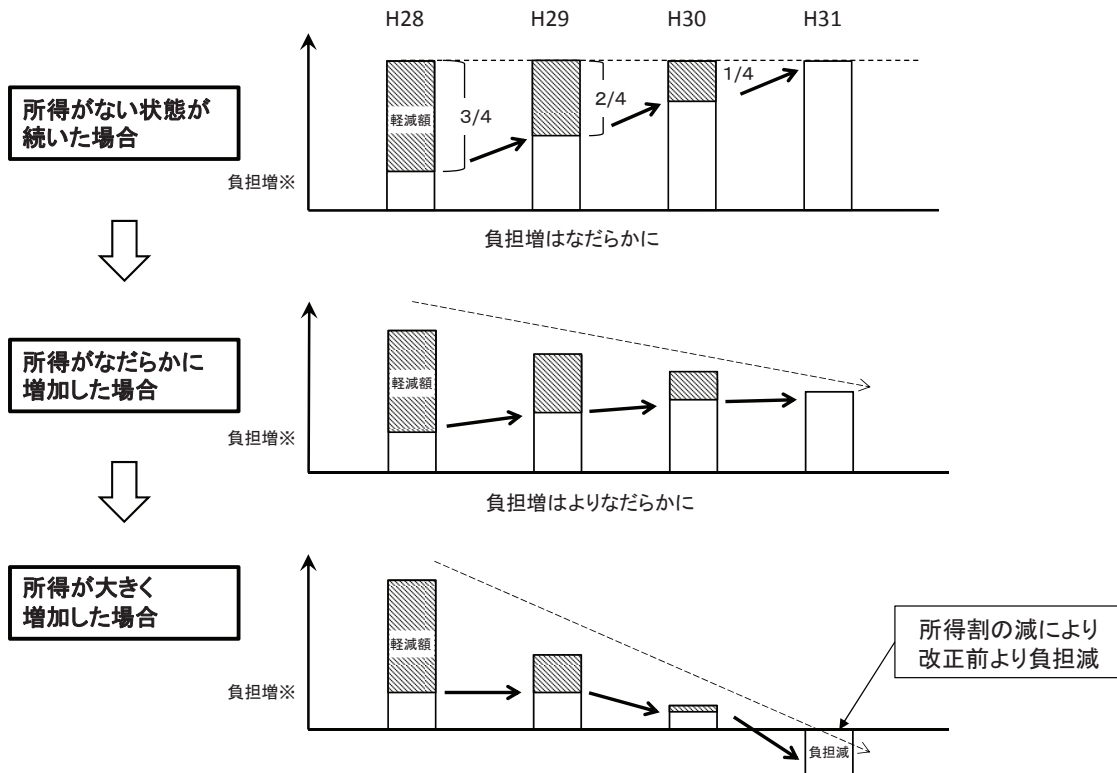
（付加価値額30億円超40億円未満の法人 → 負担増となる額に各年度の軽減率を乗じた額に、付加価値額に応じて1から0までの間の率を乗じた額を軽減）

【措置のイメージ（平成28年度）】



2

負担変動の軽減措置(案)のイメージ

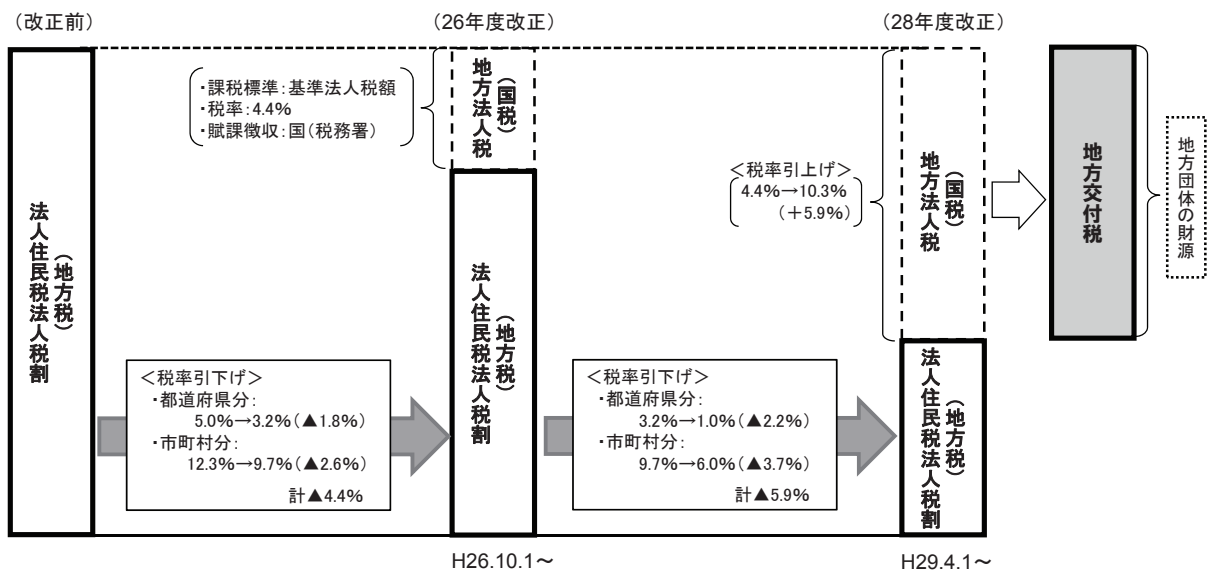


※ 負担増は、各年度の課税標準により改正前後の税率で税額を算定して比較した場合の、改正後の負担増である。
 ※ 付加価値割及び資本割の課税標準が一定という前提。

3

法人住民税法人税割の交付税原資化(案)の概要

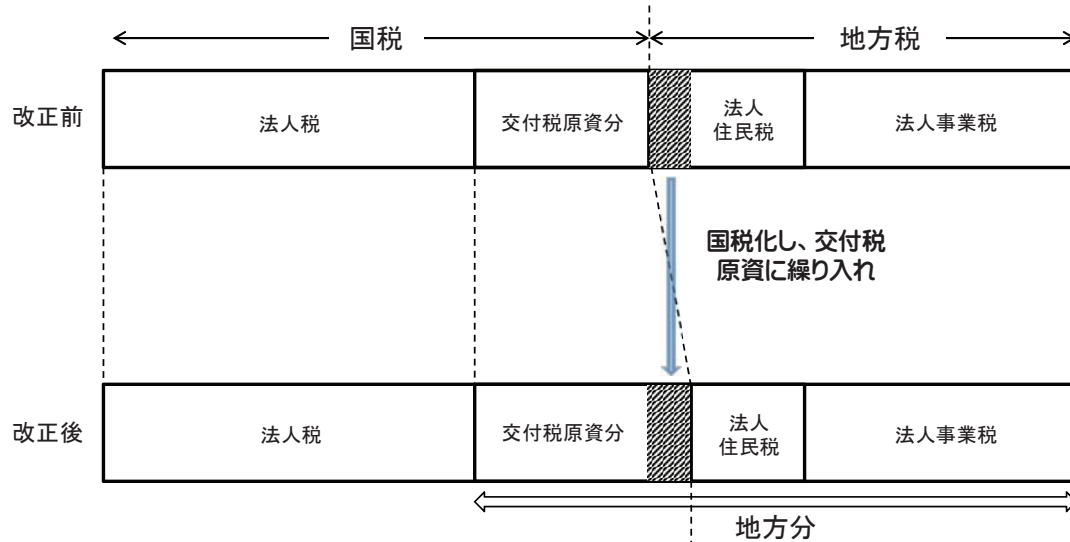
消費税率8%及び10%段階において、地域間の税源の偏在性を是正し、財政力格差の縮小を図るため、法人住民税法人税割の税率引下げに併せて、地方法人税(国税)の創設及び税率引上げを行い、その税込額を地方交付税原資化



4

法人住民税法人税割の交付税原資化

- 偏在度が高く年度間の税収の変動が大きい法人住民税法人税割の一部を国税化し、交付税原資に繰り入れる。
- 法人住民税法人税割の一部は国税化することとなるが、地方固有の財源である地方交付税原資に国税化された全額を繰り入れることにより、地方団体の貴重な税財源であるという性格が失われることはない。



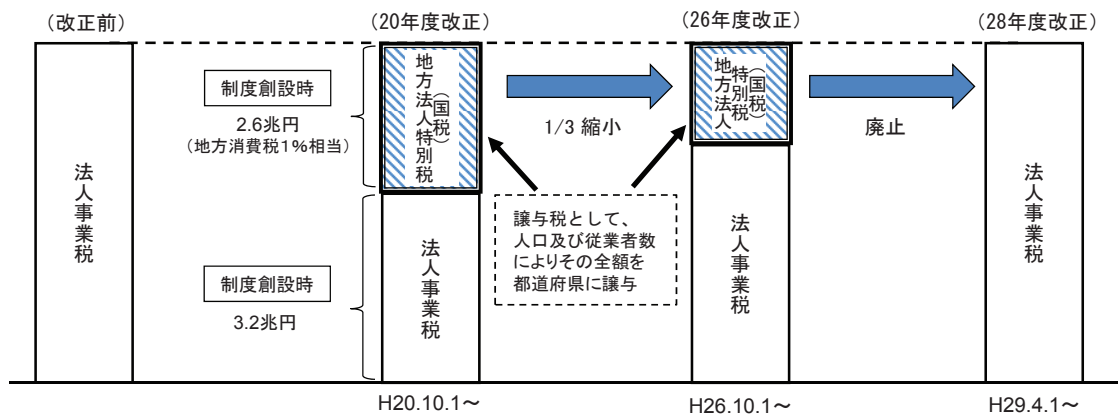
5

地方法人特別税・譲与税の廃止(案)

税制の抜本的な改革において偏在性の小さい地方税体系の構築が行われるまでの間の措置として地域間の税源偏在を是正するための制度として導入 ※平成20年10月1日以後に開始する事業年度から適用



- 平成26年度改正 地方法人特別税の規模を1/3縮小し、法人事業税に還元 ※平成26年10月1日以後に開始する事業年度から適用
- 平成28年度改正 地方法人特別税を廃止し、法人事業税に還元 ※平成29年4月1日以後に開始する事業年度から適用



地方法人特別税等に関する暫定措置法(抄)

第一条 この法律は、税制の抜本的な改革において偏在性の小さい地方税体系の構築が行われるまでの間の措置として、法人の事業税(地方税法(昭和二十五年法律第二百二十六号)の規定により法人の行う事業に対して課する事業税をいう。以下同じ。)の税率の引下げを行うとともに、地方法人特別税を創設し、その収入額に相当する額を地方法人特別譲与税として都道府県に対して譲与するために必要な事項を定めるものとする。

6

法人事業税交付金の創設(案)

- 地方法人特別税・譲与税制度の廃止に伴う市町村分の法人住民税法人税割の減収分の補てん措置として、法人事業税の一部を都道府県から市町村に交付する制度を創設。

(平成29年度～)

※ 年度間の税収変動や偏在性の大きい市町村分の法人住民税法人税割の一部を、外形標準課税が導入され、税収の安定化が図られてきた法人事業税の交付金に置き換えることにより、市町村の税源の偏在是正と財政運営の安定化にも寄与。

1. 交付額

都道府県の法人事業税額の100分の5.4(市町村分の法人住民税法人税割の引下げ(2%)相当分)

※ 初年度(平成29年度)は交付率につき所要の経過措置を講ずる。

2. 交付基準

従業者数

※ 経過措置として、3年間は以下のとおりとする。

H29: 法人税割額

H30: $\frac{2}{3} \cdots$ 法人税割額 $\frac{1}{3} \cdots$ 従業者数

H31: $\frac{1}{3} \cdots$ 法人税割額 $\frac{2}{3} \cdots$ 従業者数

3. 交付回数

年3回(8月、12月、3月)

4. その他

特別区相当分は、特別区財政調整交付金の財源とする。

※ その他所要の措置を講ずる。

7

自動車税・軽自動車税における環境性能割(仮称)の税率等について(案)

乗用車(自家用)

区 分	登録車の税率	軽自動車の税率
電気自動車、燃料電池車、プラグインハイブリッド車、天然ガス車 (ポスト新長期規制からNOx10%低減)、クリーンディーゼル乗用車 (ポスト新長期規制適合)	非課税	非課税
ガソリン車 ガソリンハイブリッド車	★★★★かつ H32基準+10%達成	非課税
	★★★★かつ H32基準達成	1.0%
	★★★★かつ H27基準+10%達成	2.0%
上記以外の車	3.0%	2.0%

注) ★★★★★: 平成17年排出ガス基準75%低減達成。

トラック・バス (営業用)

【重量車】(車両総重量3.5t超)

区 分	税率
電気自動車、燃料電池車、プラグインハイブリッド車、天然ガス車(ポスト新長期規制からNOx10%低減)	非課税
ディーゼルハイブリッド車	H28規制適合 H27基準+10%達成
	ポスト新長期規制 NOx・PM10%低減 H27基準+10%達成
	ポスト新長期規制適合 H27基準+15%達成
	H28規制適合 H27基準+5%達成
	ポスト新長期規制 NOx・PM10%低減 H27基準+5%達成
	ポスト新長期規制適合 H27基準+10%達成
	H28規制適合 H27基準達成
	ポスト新長期規制 NOx・PM10%低減 H27基準達成
	ポスト新長期規制適合 H27基準+5%達成
上記以外の車	2.0%

【中量車】 【軽量車】

重量車の場合と同様の考え方に基づき、排出ガス・燃費(平成27年度燃費基準)の各要件を満たすものについて、要件の達成割合に応じて税率が決定。

環境性能割(仮称)の税収規模
(H29見込額)

約890億円

8

自動車取得税におけるエコカー減税の変遷

エコカー減税とは、一定の排出ガス性能を備えた自動車（新車に限る）について、燃費性能に応じて自動車取得税の税率の軽減措置を講じるもの。

乗用車【平成21年度～23年度】

【平成24年度～26年度】

【平成27～28年度】

区 分	軽減率 (対象率)
電気自動車、燃料電池車、 プラグインハイブリッド車、 天然ガス車（★★★★）、 クリーンディーゼル乗用車 （ポスト新長期規制適合）、 ハイブリッド車（★★★★かつ H22年度燃費基準+25%達成）	非課税 [H21 9.9% H22 10.8% H23 15.1%]
ガソリン車	★★★★かつ H22年度燃費基準 +25%達成 [H21 29.2% H22 39.5% H23 50.6%]
	★★★★かつ H22年度燃費基準 +15%達成 [H21 26.0% H22 26.5% H23 16.3%]

対象率合計
H21 65.1%
H22 76.7%
H23 81.9%

区 分	【H24～25】 軽減率 (対象率)	【H26】 軽減率 (対象率)
電気自動車、燃料電池車、 プラグインハイブリッド車、 天然ガス車（ポスト新長期規制から NOx10%低減）、 クリーンディーゼル乗用車 （ポスト新長期規制適合）	非課税 [H24 35.4% H25 53.7%]	非課税 (65.7%)
ハイ ガソ リン 車	★★★★かつH27年度燃 費基準+20%達成（H22 燃費基準+50%達成）	
	★★★★かつH27年度燃 費基準+10%達成（H22 燃費基準+38%達成）	75%軽減 [H24 9.5% H25 10.1%]
	★★★★かつH27年度燃 費基準達成（H22燃費基 準+25%達成）	50%軽減 [H24 29.0% H25 18.6%]

対象率合計
H24 73.9%
H25 82.5%
H26 87.3%

区 分		軽減率
電気自動車、燃料電池車、 プラグインハイブリッド車、 天然ガス車（ポスト新長期規制から NOx10%低減）、 クリーンディーゼル乗用車 （ポスト新長期規制適合）		非課税
ハイブリッド車 ガソリン車	★★★★かつ H32年度燃費基準+20% 達成	
	★★★★かつ H32年度燃費基準+10% 達成	80% 軽減
	★★★★かつ H32年度燃費基準達成	60% 軽減
	★★★★かつ H27年度燃費基準+10% 達成	40% 軽減
	★★★★かつ H27年度燃費基準+5% 達成	20% 軽減

- 注1 ★★★★★：平成17年排出ガス基準75%低減達成。
 2 ポスト新長期規制：ディーゼル車等において、平成21年以降に適用される排出ガス規制。
 3 平成24年度以降の「H22年度燃費基準」については、JC08モード燃費値を算定していない自動車の場合に限り適用。
 4 対象率は自動車工業会「自動車重量税・自動車取得税の免税措置対象台数（販売）」をもとに作成（登録車及び軽自動車のみ）

9

中古車に係る環境性能割について（案）

- 環境性能割については、新車・中古車を問わず対象とする。
新車と同様に、環境性能に応じて決定される税率が適用される方式とし、非課税区分を新たに創設。
- 免税点は、50万円。（現行の自動車取得税と同様。現在中古車の約9割が非課税）

環境性能割【案】

区分	税率
電気自動車等 H32基準+10%	非課税
H32基準達成	1.0%
H27基準+10%	2.0%
上記以外の車	3.0%※

※軽自動車は、2%

注）電気自動車等とは、
電気自動車、燃料電池車、プラグインハイブリッド車、
天然ガス車（ポスト新長期規制からNOx10%低減）、
クリーンディーゼル乗用車（ポスト新長期規制適合）をいう。

【非課税となる車】

トヨタ プリウス、アクア
日産 リーフ
ホンダ フィット（HV）
マツダ デミオ（クリーンディーゼル）
三菱 アウトランダー（PHV）
等



<参考>

現行の自動車取得税における中古車の特例

区分	取得価額からの 控除額
電気自動車等 H32基準+20%	45万円控除
H32基準+10%	35万円控除
H32基準達成	25万円控除
H27基準+10%	15万円控除
H27基準+5%	5万円控除
上記以外の車	控除額なし

※税率：登録車3%
軽自動車2%

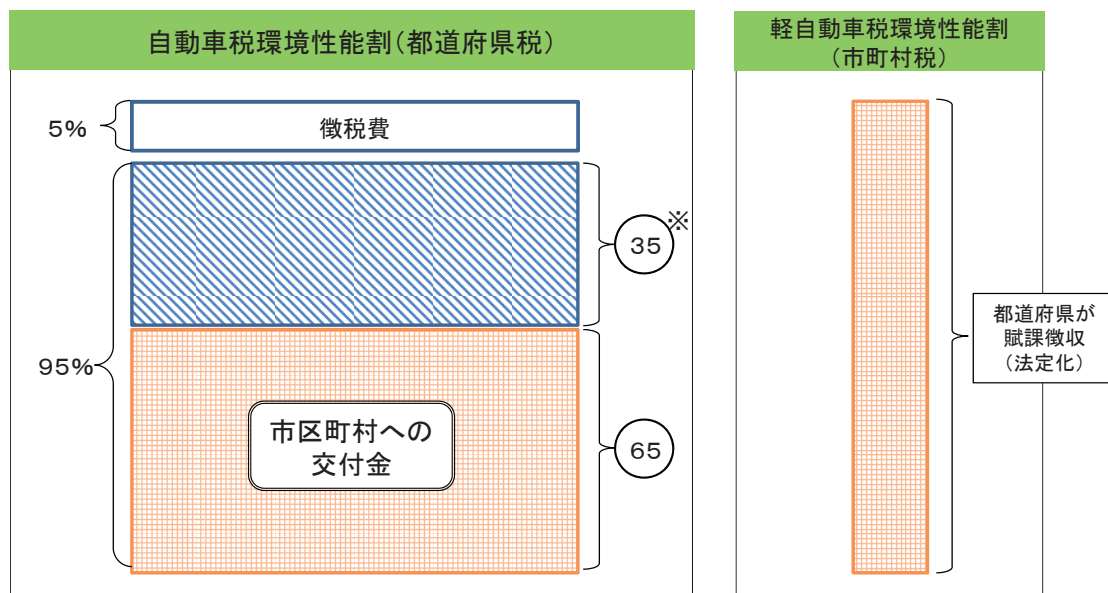
10

自動車税環境性能割（仮称）の交付金制度等について（案）

- 自動車税環境性能割（仮称）のうち徴税費（税収の5%）を除いた額の65%を都道府県から市区町村へ交付する制度を設ける。
- 交付金の交付基準については、市町村道の延長及び面積等によることとし、年3回交付する。

 : 都道府県分

 : 市区町村分



※35%のうち、一部を政令指定都市へ上乗せして交付する（国・県道管理分）

11

自動車税・軽自動車税におけるグリーン化特例（軽課）の見直し（案）

【現 行】

【登録車】 取得期間：H26.4.1～H28.3.31
軽課年度：H27、28年度（取得の翌年度分のみ）

区 分	税 率
電気自動車、燃料電池車、プラグインハイブリッド車、天然ガス自動車（ポスト新長期規制からNOx10%低減）、クリーンディーゼル乗用車（ポスト新長期規制適合）	税率を概ね75%軽減
★★★★かつH27年度燃費基準+20%達成（H32年度燃費基準達成）	
★★★★かつH27年度燃費基準+20%達成（H32年度燃費基準未達成）	税率を概ね50%軽減
★★★★かつH27年度燃費基準+10%達成	

【改正案】

取得期間：H28.4.1～H29.3.31
軽課年度：H29年度（取得の翌年度分のみ）

区 分	税 率
電気自動車、燃料電池車、プラグインハイブリッド車、天然ガス自動車（ポスト新長期規制からNOx10%低減）、クリーンディーゼル乗用車（ポスト新長期規制適合）	税率を概ね75%軽減
★★★★かつH32年度燃費基準+10%達成	
★★★★かつH27年度燃費基準+20%達成	税率を概ね50%軽減

※重課 登録車のうち、新車新規登録から11年を超えているディーゼル車、13年を超えているガソリン車（又はLPG車）への自動車税の重課（15%）措置についても、1年間延長する（対象期間：H28.4.1～H29.3.31、重課年度：H29年度（対象車に該当することとなった翌年度から毎年度））。

【軽自動車】 取得期間：H27.4.1～H28.3.31
※軽貨物車を除く。 軽課年度：H28年度（取得の翌年度分のみ）

区 分	税 率
電気自動車、天然ガス自動車（ポスト新長期規制からNOx10%低減）	税率を概ね75%軽減
★★★★かつH32年度燃費基準+20%達成	税率を概ね50%軽減
★★★★かつH32年度燃費基準達成	税率を概ね25%軽減

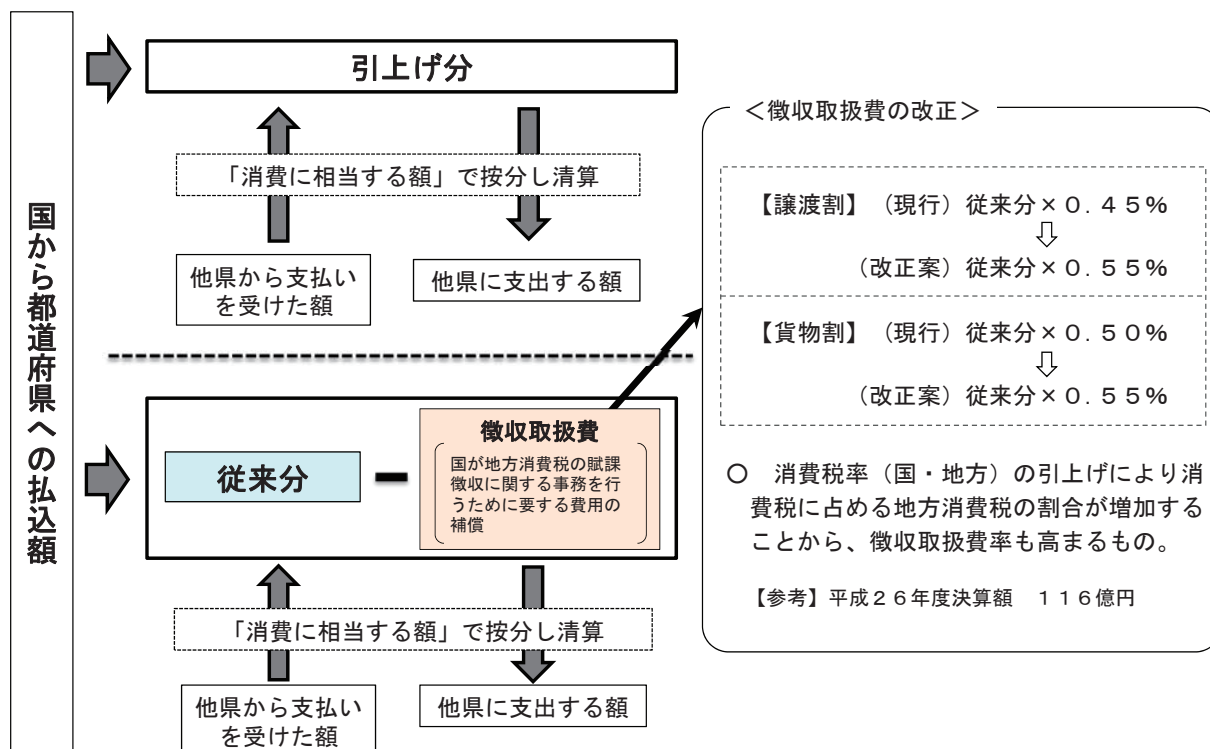
取得期間：H28.4.1～H29.3.31
軽課年度：H29年度（取得の翌年度分のみ）

区 分	税 率
同左	

注）★★★★：平成17年排出ガス基準75%低減達成。

12

地方消費税の仕組みと徴収取扱費の見直し(案)について



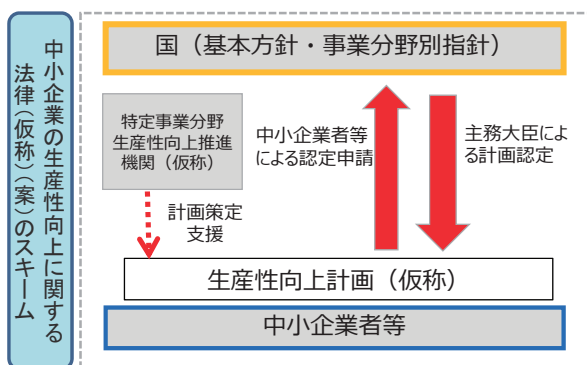
13

機械及び装置の固定資産税の特例措置（案）

○ 地域の中小企業による設備投資の促進を図るため、中小企業の生産性向上に関する法律(仮称)の制定(※)を前提に、中小企業者等が、平成31年3月31日までに取得した認定生産性向上計画(仮称)に記載された一定の機械及び装置について、固定資産税の時限的な特例措置(課税標準額を最初の3年間価格の1/2)を創設。 ※同法附則により地方税法を改正

適用期間 取得が法施行の日～平成31年3月31日

特例対象・内容



対象となる機械装置の例



・対象者：中小企業者等

租税特別措置法に規定する中小企業者又は中小事業者

- ① 資本金の額又は出資金の額が1億円以下の法人
- ② 資本若しくは出資を有しない法人の場合、常時使用する従業員の数が1,000人以下の法人
- ③ 常時使用する従業員の数が1,000人以下の個人

・対象資産：認定生産性向上計画(仮称)に記載された一定の機械・装置

次の①から③までのいずれにも該当するもの(新品)

- ① 販売開始から10年以内のもの
- ② 旧モデル比で生産性(単位時間当たりの生産量、精度、エネルギー効率等)が年平均1%以上向上するもの
- ③ 1台又は1基の取得価格が160万円以上のもの

・特例内容：課税標準額を最初の3年間価格の1/2

減収規模

初年度：64億円 3年目(最大)：183億円

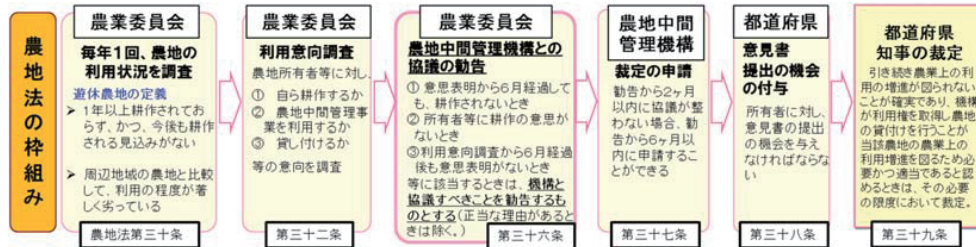
14

農地保有に係る課税の強化・軽減(案)

農地保有に係る課税の強化

○ 農地法に基づく農業委員会による農地中間管理機構の農地中間管理権の取得に関する協議の勧告を受けた遊休農地

→ 固定資産税における農地の評価において農地売買の特殊性を考慮し正常売買価格に乘じられている割合(平成27年度評価替えにおいて0.55)を乗じないこととする等の評価方法の変更を平成29年度から実施



※「勧告」の対象となる遊休農地は、農業振興地域内にある遊休農地に限られる。

農地保有に係る課税の軽減

○ 所有する全ての農地(10a未満の自作地を除く。)に農地中間管理事業のための賃借権等を新たに設定し、かつ、当該賃借権等の設定期間が10年以上である農地

→ 最初の3年間課税標準を価格の1/2

(当該賃借権等の設定期間が15年以上である農地については、最初の5年間課税標準を価格の1/2)

○ 特例の適用期限

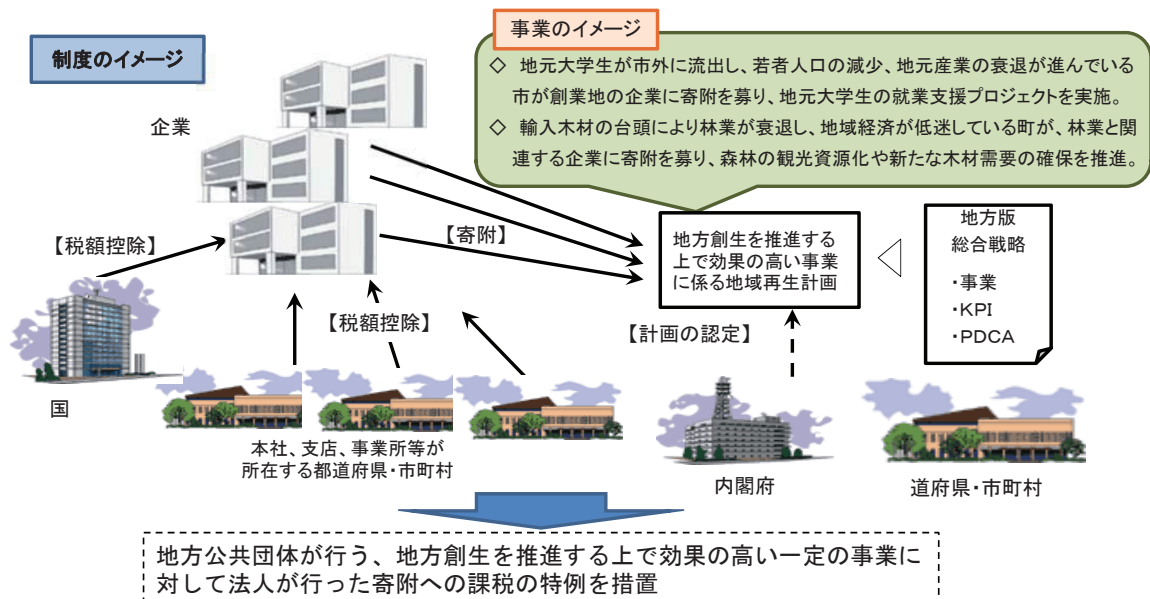
平成28年4月1日から平成30年3月31日までの間において賃借権等の設定がされたもの

15

地方創生応援税制(「企業版ふるさと納税」)の創設(案)

地域再生法で整備する枠組み(調整中)

- 都道府県・市町村が、地方版総合戦略に位置付けられた事業であって、地方創生を推進する上で効果が高いもの(KPI、PDCA等を整備)について、地域再生計画を策定し、国(内閣府)の認定を受ける。
 - ・ 地方交付税の不交付団体かつ三大都市圏に所在する団体については対象外。
 - ・ 企業の本社が立地する都道府県・市町村の事業に対する寄附は対象外。



16

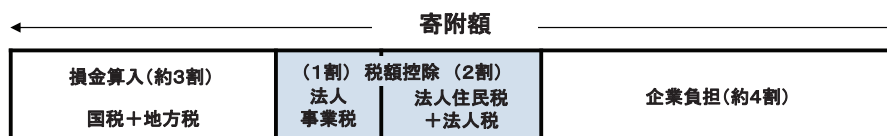
寄附を行った企業に対する課税の特例

[措置内容]

- 地方公共団体が行う、地方創生を推進する上で効果の高い一定の事業に対して法人が行った寄附（寄附下限額10万円）について、現行の寄附金の損金算入措置（寄附額の約3割）に加え、法人事業税・法人住民税及び法人税から税額控除。
 - ・ 法人事業税 寄附額の10%を控除
 - ・ 法人住民税 寄附額の20%を控除
 - ・ 寄附額の20%のうち法人住民税で控除しきれなかった分を法人税で控除（寄附額の10%限度）
- 控除額の上限は、法人事業税20%（※）、法人住民税20%、法人税5%
 - ※ 地方法人特別税廃止後は15%

[適用期限] 平成31年度

[税制措置のイメージ]



※ 地域再生法で整備する枠組みの中で都道府県・市町村が寄附を行う企業への「見返り」となる便宜供与を禁止する。

17

防災及び減災に資する道路の無電柱化の促進に係る 固定資産税の課税標準の特例措置の創設（案）

特例の概要

- 一般電気事業者、電気通信事業者及び有線放送事業者が、防災上重要な道路※における無電柱化のため、道路の地下に埋設するために新設した電線等
 - 最初の4年間課税標準を価格の2/3（道路法に基づき道路上における電柱の占用を禁止する区域として指定された区域の道路の地下に埋設するために新設した電線等については最初の4年間課税標準を価格の1/2）とする。

※ 災害対策基本法に基づく都道府県地域防災計画に位置付けられた緊急輸送道路

○ 特例の適用期限

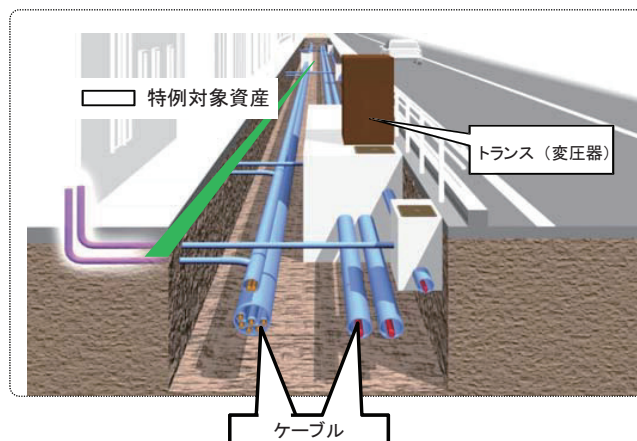
平成28年4月1日から平成31年3月31日
までの間に取得したもの

○ 主な特例対象資産

ケーブル



トランス（変圧器）



18

J R九州株式会社の国鉄から承継した固定資産及び事業用固定資産に係る固定資産税等の課税標準の特例措置の廃止（案）

JR会社法改正法の施行（平成28年4月1日）により特殊会社から除外され、平成28年度に株式上場し完全民営化する見込みであること等に鑑み、以下の措置を講ずる。

① 国鉄改革によりJR九州株式会社が承継した本来事業用固定資産に係る特例措置（承継特例）の廃止

特例の概要（現行）

JR九州株式会社が旧国鉄から承継した事業用固定資産について、課税標準を価格の3/5とする。

改正の内容

特例措置を廃止し、平成28年度については課税標準を価格の3/5とする経過措置を講ずる。

② JR九州株式会社が所有し又は借り受けている固定資産に係る特例措置（三島特例）の廃止

特例の概要（現行）

JR九州株式会社が所有等する固定資産について、課税標準を価格の1/2とする。

改正の内容

特例措置を廃止し、次のとおり経過措置を講ずる。

- ・平成28年度 課税標準を価格の1/2
- ・平成29年度 課税標準を価格の3/5
- ・平成30年度 課税標準を価格の3/5

三島特例	承継特例
【趣旨】旧国鉄の分割民営化に当たり、国鉄の長期債務を承継させず、経営安定基金が置かれるなど経営基盤が脆弱なJR三島会社（JR北海道、JR四国、JR九州）の安定経営を支援するための経過措置として講じられているもの。 【特例率】固定資産税及び都市計画税の課税標準を1/2 【対象資産】 - 鉄道事業用固定資産（国鉄から承継した資産） 線路設備、電路設備、停車場、変電所、車両等 - 鉄道事業用固定資産 線路設備、電路設備、停車場、変電所、車両等 - 鉄道事業用固定資産（鉄道線路・高速道路線路等から借り受けるもの） 青函トンネル、本四連絡橋、新幹線、三セクからの借受資産	旧国鉄の分割民営化に当たって、JR会社の税負担の激変緩和措置として創設されたものであるが、JR三島会社及びJR貨物については、民間会社として自立できるような経営基盤が未だ確立されていないことから、安定経営を支援するための経過措置として講じられているもの。 固定資産税及び都市計画税の課税標準を3/5 鉄道事業用固定資産（国鉄から承継した資産） 線路設備、電路設備、停車場、変電所等 ※車両を除く 通乗対象資産については3/10 国鉄から承継した病院、診療所等

19

日本郵便株式会社が所有する一定の固定資産に係る固定資産税等の課税標準の特例措置の縮減及び延長（案）

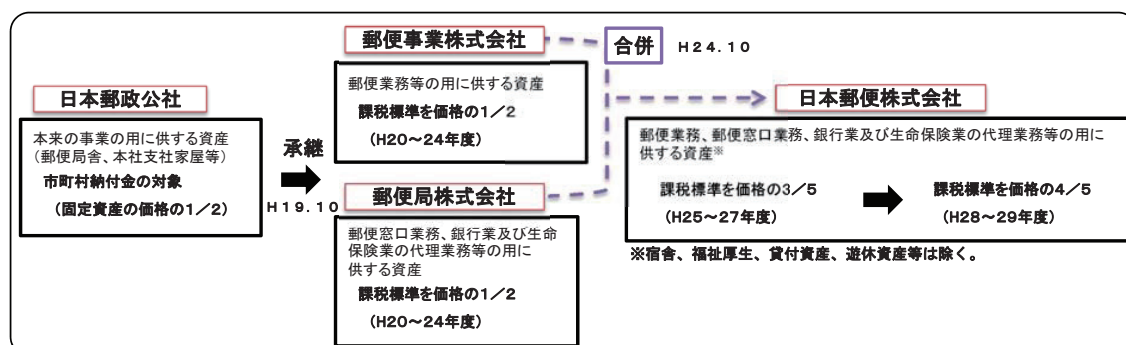
特例の概要（現行）

- 郵政民営化に伴い合併前の郵便事業株式会社及び郵便局株式会社が日本郵政公社から承継し、かつ、日本郵便株式会社が所有する一定の固有資産について、固定資産税及び都市計画税の課税標準を価格の3/5とする。

改正の内容

課税標準を価格の4/5とした上、適用期限を2年延長

（参考）特例の変遷



20

新築住宅に係る固定資産税の税額の減額措置の適用期限の延長(案)

特例の概要(現行)

住宅の種別	軽減期間	軽減割合	対象床面積
① 一般の住宅(②以外)	3年度分	1/2	居住部分に係る床面積で、120㎡が限度 (120㎡を超えるものは120㎡相当分まで)
② 3階建以上で耐火構造の住宅	5年度分		

- ※ 床面積要件 居住部分の床面積が50㎡(戸建以外の貸家住宅の場合は40㎡)以上280㎡以下
 ※ 居住割合要件 居住部分の床面積が当該家屋の床面積の1/2以上

改正の内容

適用期限を2年延長

21

平成28年度税制改正(案)におけるわがまち特例の導入について 【固定資産税・都市計画税】

- 電気事業者による再生可能エネルギー電気の調達に関する特別措置法に規定する認定発電設備に係る課税標準の特例措置について、わがまち特例を導入した上、適用期限を2年延長。

【固定資産税】

対象資産	設備区分	特例率
再生可能エネルギー発電設備	太陽光発電設備(注) 風力発電設備	2/3を参酌して1/2以上5/6以下で市町村の条例で定める割合を乗じて得た額(現行:2/3)
	水力発電設備 地熱発電設備 バイオマス発電設備	1/2を参酌して1/3以上2/3以下で市町村の条例で定める割合を乗じて得た額(現行:2/3)

(注)太陽光発電設備:電気事業者による再生可能エネルギー電気の調達に関する特別措置法に規定する認定発電設備の対象外であって政府の補助を受けて取得した設備に限る。

- 都市再生特別措置法に基づき、認定誘導事業者が整備した公共施設等の用に供する家屋及び償却資産に係る課税標準の特例措置について、わがまち特例を導入した上、適用期限を2年延長。

【固定資産税・都市計画税】

対象資産	特例率
公共施設等の用に供する家屋及び償却資産	4/5を参酌して7/10以上9/10以下で市町村の条例で定める割合を乗じて得た額(現行:4/5)

※具体的な対象資産:公園、広場、緑化施設、通路等

- 津波防災地域づくりに関する法律に規定する推進計画に基づき新たに取得等された津波対策の用に供する償却資産に係る課税標準の特例措置について、わがまち特例を導入した上、適用期限を4年延長。

【固定資産税】

対象資産	特例率
津波対策の用に供する償却資産	1/2を参酌して1/3以上2/3以下で市町村の条例で定める割合を乗じて得た額(現行:1/2)

※具体的な対象資産:防潮堤、護岸、胸壁、津波避難施設

わがまち特例

従来法律で一律に定めていた課税標準又は税額の特例措置を各自治体の自主的判断に基づき、条例で決定できるようにするもの。

導入状況: 固定資産税…16項目(4項目)、都市計画税…4項目(1項目)、不動産取得税…2項目
 ※()書きは平成28年度税制改正(案)による追加分

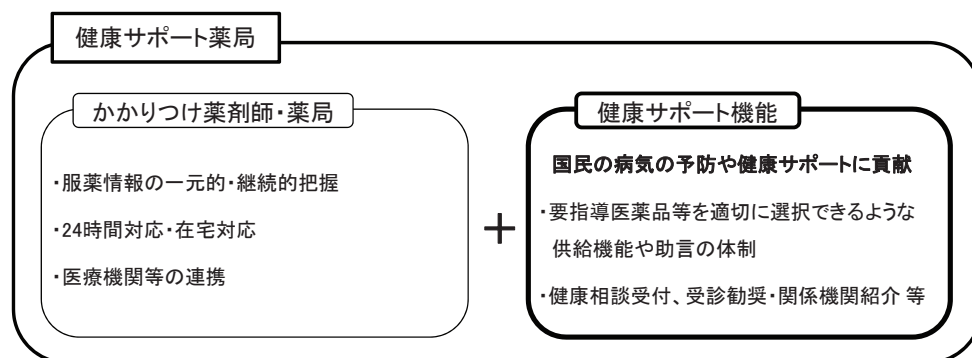
22

中小企業者が取得する健康サポート薬局に係る不動産取得税の課税標準の特例措置の創設（案）

特例の概要

- 充実した健康相談等の体制や設備などを有する健康サポート薬局のうち、中小企業者が開設するものに係る不動産について、不動産の価格の6分の1に相当する額を価格から控除する課税標準の特例措置を創設（H28.4.1～H30.3.31）。

※ 健康サポート薬局とは、かかりつけ薬剤師・薬局の基本的な機能を備えた薬局のうち、地域住民による主体的な健康の維持・増進を積極的に支援する薬局。



23

個人住民税に係る市区町村から都道府県への徴取引継特例の対象拡大について(案)

現 状

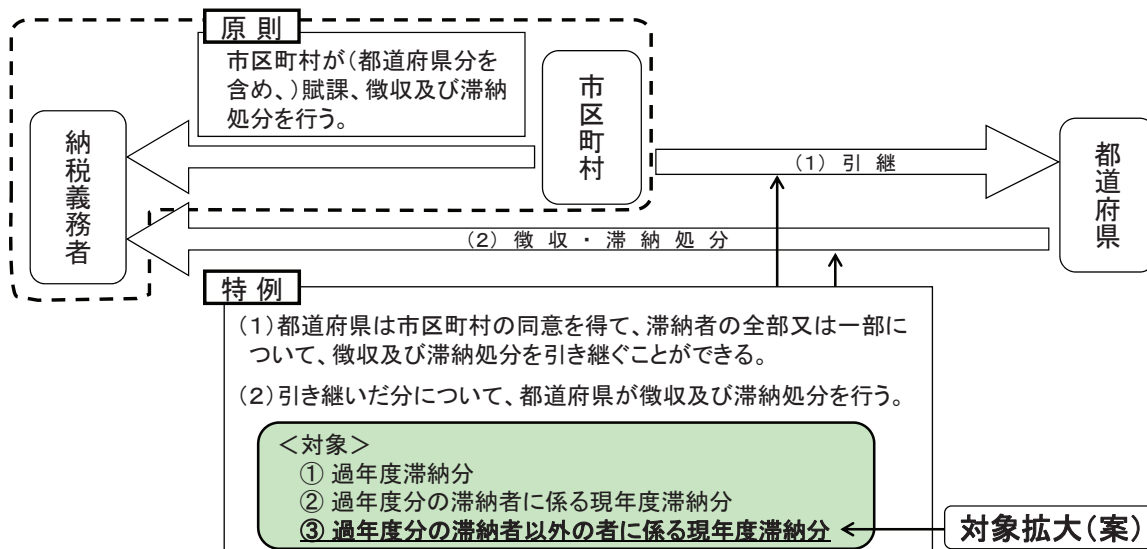
- 市区町村と都道府県との合意による、市区町村から都道府県への個人住民税の徴取引継特例の対象は、①過年度滞納分、②過年度分の滞納者に係る現年度滞納分とされている（地方税法第48条）。

※ 現年度課税分のみ滞納についても徴取引継特例の対象とすることにつき、地方団体から要望あり。

見直し(案)

- 現年度課税分のみ滞納についても徴取引継特例の対象とする(対象拡大)。
→ 市区町村では徴収等が困難な滞納事案について、早期に都道府県に引き継ぐことにより、当該事案の早期解決に資する。

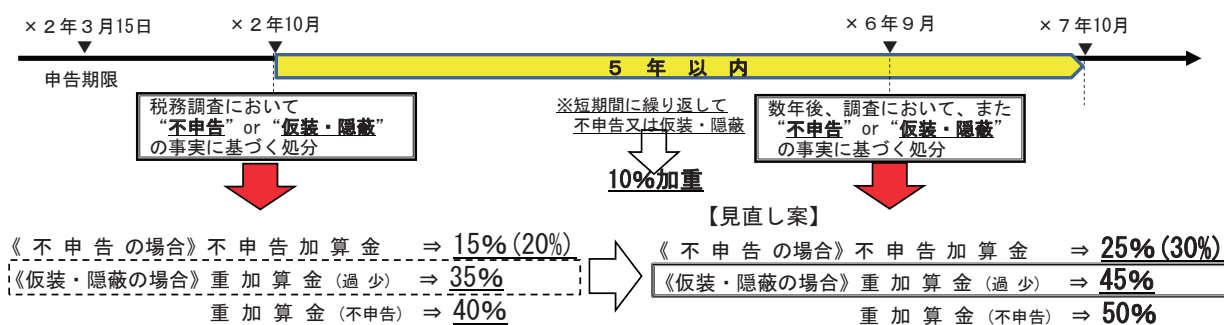
(注) 平成28年4月1日から施行



24

短期間に繰り返して不申告又は仮装・隠蔽が行われた場合の加算金の加重措置の導入(案)

- 申告納付方式の地方税（国税に連動するものを除く）には、不申告加算金及び重加算金制度が存在。
＜該当税目＞個人住民税利子割、配当割、株式等譲渡所得割及び分離課税に係る所得割、法人事業税、たばこ税、ゴルフ場利用税、自動車取得税、軽油引取税、法定外普通税、鉱産税、特別土地保有税、入湯税、事業所税、水利地益税等並びに法定外目的税
- 不申告又は仮装・隠蔽（以下「不申告等」）が行われた場合の加算金の割合は、現行不申告等が行われた回数にかかわらず一律であるため、意図的に不申告等を繰り返す者に対する牽制効果は限定的。
- そのため、悪質な行為を防止する観点から、過去5年以内に不申告等に基づき不申告加算金又は重加算金を賦課された者が、再び不申告等に基づき不申告加算金又は重加算金を課される場合、その割合に10%加重する措置を導入（平成29年1月1日施行）。
（独占禁止法や金融商品取引法の課徴金制度においても、再度の違反に対する加算措置が設けられている。）



※ 括弧内は50万円を超える税額に対する加算率

(注1) 過少申告加算金については、上記の見直しの対象外。

(注2) 更正予知前等に適用される不申告加算金については、上記の見直しの対象外。

