

October 2019

中核市移行が自治体財政に与える影響に関する実証分析

小 谷 将 之

浅 田 義 久

Research Institute of Economic Science

College of Economics, Nihon University

中核市移行が自治体財政に与える影響に関する実証分析

小 谷 将 之

日本大学大学院経済学研究科博士後期課程

浅 田 義 久¹

日本大学経済学部

¹ 連絡先〒101-8360 東京都千代田区神田三崎町 1-3-2 日本大学経済学部 浅田義久
TEL 03-3219-3482 e-mail asada.yoshihisa@nihon-u.ac.jp

1. はじめに

大都市制度によって規定される中核市は、広域自治体からの権限移譲が大きく、またブランドとしての効果も指摘されている(例えば松本(2016))ことから、現在も指定を目指している地方公共団体は少なくない。一方、中核市への移行を目指す地方公共団体にとっての移行によるマイナス面として、事務権限移譲による財政負担が挙げられる。しかし、中核市に指定されたことで実際に当該地方公共団体にどの程度の歳出における変化があったかを定量的に調べた研究は少ない。その理由の一つには、自治体を基礎単位とする政策の効果を分析するような場合、大標本理論に基づく統計的推論を行うに十分な標本サイズを確保することが困難であり、結果として質的な比較分析が中心となることが挙げられよう。本研究は、中核市移行が地方公共団体財政に与えた影響について、目的別歳出で最も支出割合の大きい民生費に着目し、小サイズサンプルで反実仮想を推定し、政策効果を得られる Synthetic Control Method を用いて、中核市移行による財政への影響を調べる。

2. 中核市移行と地方公共団体の財政

2.1 中核市制度と移譲事務

大都市制度は、人口要件に従って広域自治体(道府県)の事務権限を政令が定めるところにより部分的に基礎自治体(市町村)へ移譲する制度である。現行の大都市制度では人口 50 万人以上を要件とする「指定都市」(いわゆる政令指定都市)と人口 20 万人「中核市」がある。また 2015 年以前には中核市は 30 万人以上を要件としており、20 万人以上の地方公共団体を「特例市」に指定することができた。2015 年に特例市が廃止され中核市の人口要件が引き下げられた一方で、かつての特例市(旧特例市)で制度廃止時に中核市等に移行しなかった基礎自治体は経過措置として「施行時特例市」に移行し、特例市の事務を継続するとともに、改正法施行後 5 年間(2020 年 3 月 31 日まで)であれば法定人口 20 万人に満たなくても中核市に移行することができるとされている。

指定都市や中核市に指定されることによって広域自治体からどの事務がどの程度移譲されるかについては個別に政令によって定められることになるが、おおよその目安として北村(2013)では指定都市で道府県の約 8 割、中核市で指定都市の約 7 割の事務権限が移譲されるとしている。中核市では特に一般の市町村には移譲範囲が限定的な「保健衛生」や「福祉」の分野における事務移譲が大きい。大都市制度の背景として松本(2016)は「規模能力のある自治体には、それに応じた事務分掌を行い、それぞれの都市にあった多角的な地方自治の展開を可能にする」と指摘するよう、人口規模が大きい地方公共団体ほど事務遂行能力が高く、事務分掌を行うことで広域自治体が担うよりも、一層地域の実情にあった施策展開が可能になるという前提があると考えられる。

中核市は人口要件を満たす地方公共団体が市議会と都道府県議会の同意を得て、国に申出をすることによって指定されることになる。したがって一般市が中核市への移行を申し出るかかどうかは、移行によるメリットとデメリットを勘案して行われることになる。中核市移行にはどのよう

なメリット・デメリットがあると検討自治体は考えているだろうか。加古川市および寝屋川市(いずれも 2019 年 4 月 1 日に中核市に移行)が作成した移行検討報告書から整理すると、メリットとしては行政サービスの迅速化・効率化, 質の高い保健衛生サービスの提供, 独自のまちづくりの推進, 市のイメージアップ(転入者増や企業誘致等), 児童相談所の設置などが挙げられている。一方, デメリットとして歳出増, 専門的人材の確保・育成の必要性, 様々な条例や規則の整備, 附属機関の設置の必要性などの財政への影響や業務負担の拡大が挙げられている。中核市市長会(2012)では「権限移譲により密接な住民サービスの展開が可能となる場合もあるが、一般的にはスケールメリットが働きにくく、市単独の追加経費が発生している事例も多い」とし、中核市への移行によって行政コストの増加が懸念されている。

では移行によってどの程度の歳出が増えるかと想定されているのだろうか。中核市への移行を検討している地方公共団体が作成している移行検討書等のうち筆者が入手できたケースにおいて、基準財政需要額のうち特に移譲権限の多いと考えられる民生費と衛生費についての試算をまとめたものが表 1 である。

表 1 中核市移行による基準財政需要額への影響の試算

自治体	民生費		衛生費
	社会福祉費	生活保護費	保健衛生費
越谷市	20.79%	4.26%	31.90%
加古川市	21.44%	0.43%	17.97%
松本市	2.58%	0.37%	18.97%
寝屋川市	3.68%	2.84%	20.60%
宝塚市	3.95%	0.28%	19.38%
総計	10.49%	1.64%	21.77%

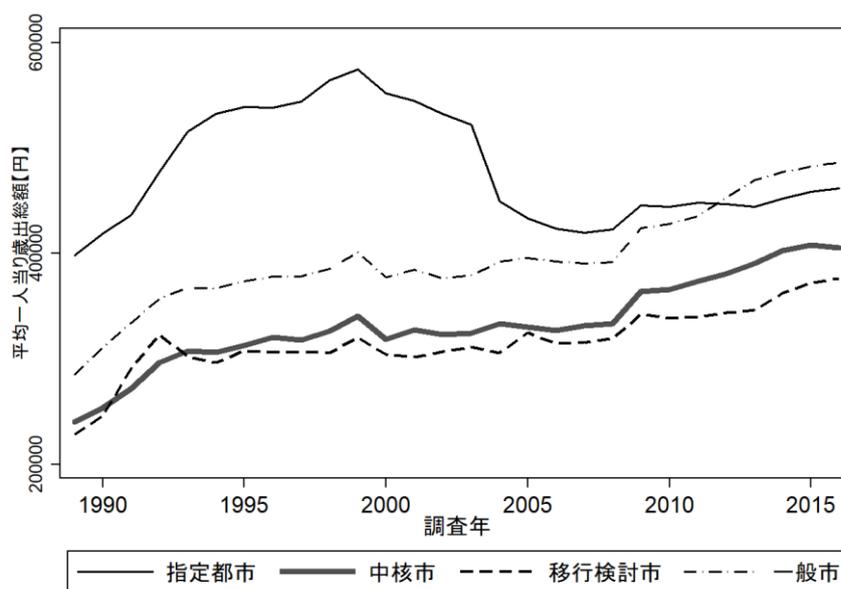
(出所)各自治体移行検討資料等を基に作成

基準財政需要額は地方交付税交付金の算定にあたって計算されるもので、歳出そのものではないことには留意する必要があるが、民生費のうち社会福祉費で平均 10.5%、衛生費のうち保健衛生費で平均 21.8%程度の増加が見込まれているようである。ただし、保健衛生費に関しては最小値で 18.0%、最大値で 31.9%であるのに比べ、社会福祉費は松本市の 2.6%から加古川市の 21.4%まで試算結果のばらつきが大きい。中核市移行による財政負担の拡大が指摘される中、実際の歳出をどの程度増加させるのかは今後の中核市移行を検討する地方公共団体にとって意義があるだろう。

2.2 地方公共団体財政の現状

本節では地方公共団体の中でも市を対象に、指定区分による財政の現状を概観する。図 1 は指定の状況別に見た一人当たり歳出総額の平均の推移である。ここで移行検討市とは、中核市市長会

が候補市として挙げている 9 市⁽²⁾を指す。指定都市以外の市はいずれも似たような傾向を示しており、とくに中核市と移行検討市は 1995 年以降概ね横ばいで 2000 年代後半からやや微増傾向にある。一般市の一人当たり歳出も中核市・移行検討市と似た傾向を示しているが、2000 年代に入ってから強い増加傾向を示し、2013 年には他の規模の地方公共団体と比べて最も多くなっている。人口 20 万人未満の地方公共団体においては近年の行政効率の悪化を伺わせるものであり、人口減少の影響も関連している可能性があるだろう。一方、指定都市は 1995 年以降 10 年間ほど一人当たり歳出は減少しており、その後やや増加したものの横ばいと言える。



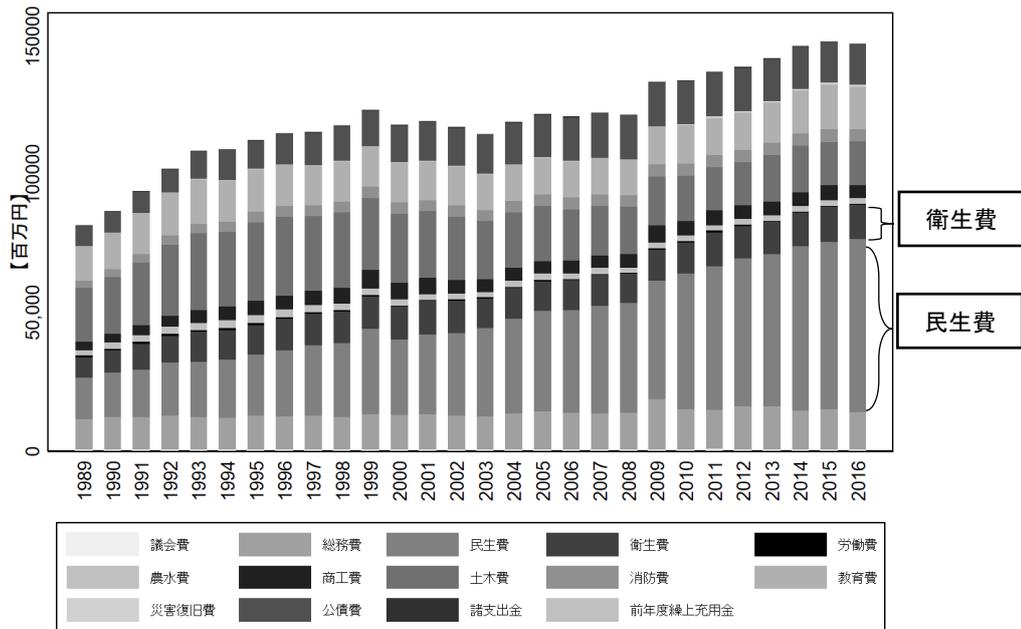
注:2018.4.1現在の指定状況に基づく

(出所)総務省『地方財政状況調査』より作成

図 1 大都市制度別一人当たり歳出総額推移

本研究において注目している中核市の歳出の目的別内訳を示したものが図 2 である。ここで対象としている中核市は、2018 年現在に指定されている市であり、中核市移行前の数値を含んでいる。最も大きな歳出費目は民生費であり、一貫して増加傾向にある。2013 年時点で 31.2%を占める一方、中核市移行によって大きく権限移譲される分野である衛生費については、額としてはあまり変化がなく、全体に占める割合は 2013 年時点で 8.9%にとどまる。

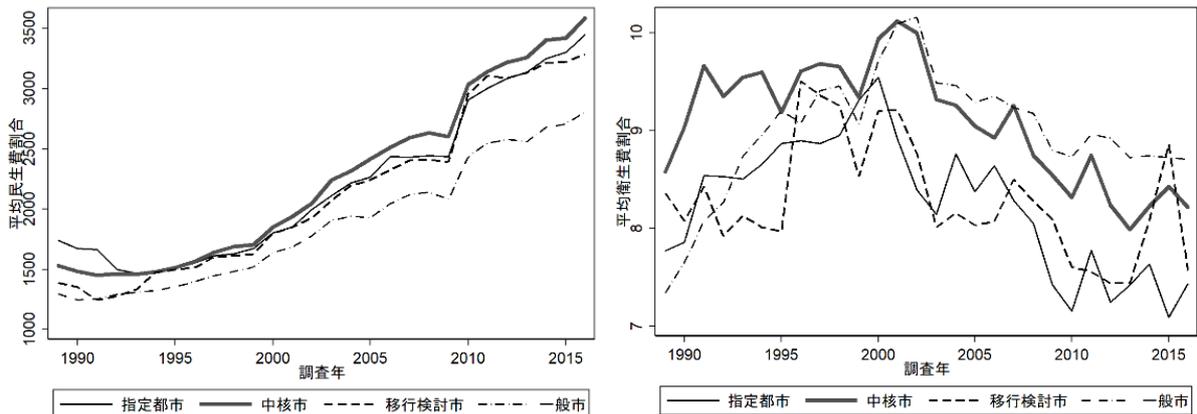
⁽²⁾ <http://www.chuukakushi.gr.jp/introduction/> (閲覧日：2019 年 7 月 20 日)



(出所)総務省『地方財政状況調査』より作成

図 2 中核市目的別平均歳出の推移

次に民生費と衛生費のみに注目してその動向を確認する。一人当たり民生費の歳出総額にしめる割合を指定の状況別に見たのが図 3 である。中核市は他の都市に比べて一人当たり民生費の歳出割合が大きい。しかし傾向としてはいずれの都市においても増加している。一方、一人当たり衛生費の歳出割合を見ると、傾向としてはいずれの都市も類似して 2000 年代に入って減少傾向にあるが、一般市が最も衛生費にしめる割合が大きく、指定都市が最も低い。

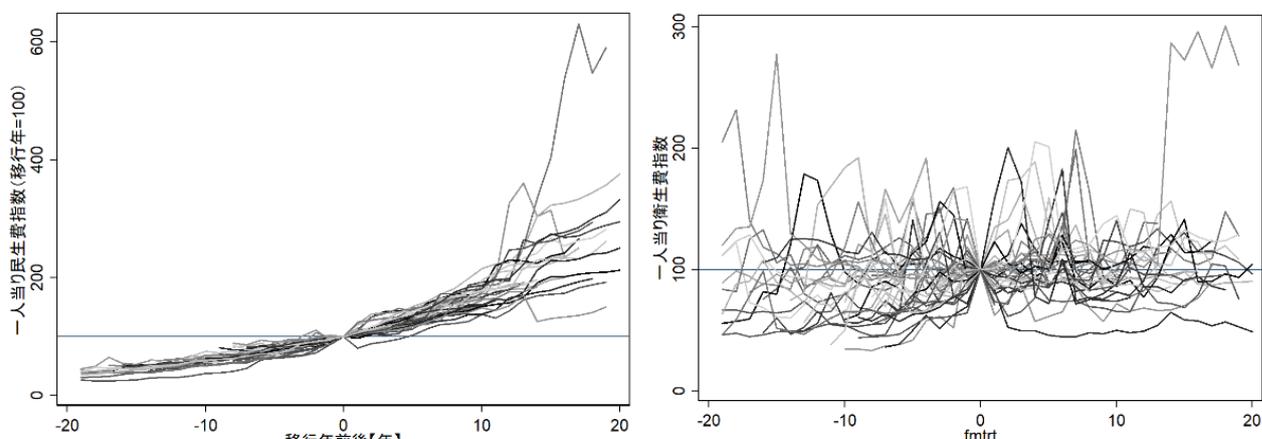


(出所)総務省『地方財政状況調査』より作成

図 3 大都市制度別 歳出総額に占める民生費及び衛生費割合

さらに中核市だけを対象に、移行の前後でそれぞれの費目の歳出割合がどう変化したかを示したのが図 4 である。実質化した民生費および衛生費について、移行年を 100 として指数化したも

のである。その結果、民生費については移行後に大きく増加している一方、衛生費はグラフからは明確な変化が見られない。



(出所)総務省『地方財政状況調査』より作成

図 4 中核市一人あたり民生費及び衛生費の推移(移行年を 100)

以上から、中核市移行によって大きく歳出額が変化しうるのは民生費である可能性が高いことが推察される。しかしながら先に見たように、民生費の増加傾向は中核市に限ったことではなく、中核市の移行に起因する民生費の増加ほどの程度なのかは、単純な前後比較によって計測することができない。

2.3 中核市への移行による効果

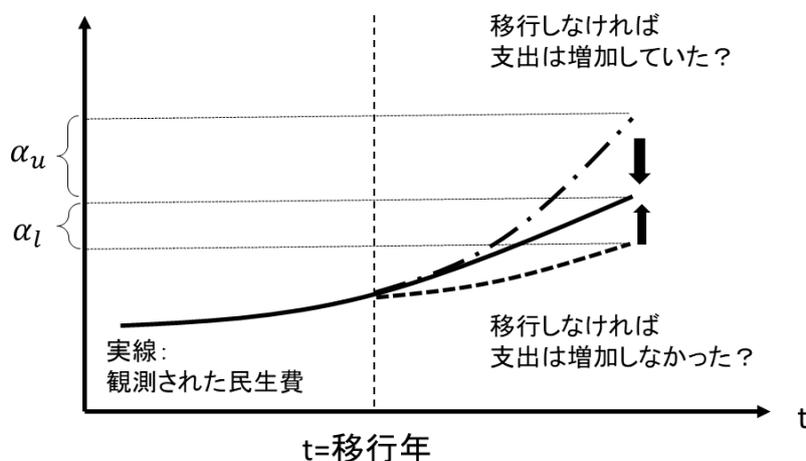
中核市に移行したことによる効果を調べた研究は決して多くはないが、いくつかある。まず原・星子他(2010)は当時の中核市 35 市に対してアンケート調査を実施し、うち回答のあった 27 市における保健・福祉業務の変化を調べたところ、ほとんどが移行後の体制においても移譲された業務をこなしているという結果を得ているほか、17 市では保健所を新設、およびそれに伴う職員の増員をしていた。また同研究では中核市移行のデメリットも尋ねており、「仕事上の負担増」および「交付税カット」が回答の上位に挙げられている。また、星子・原他(2010)は久留米市(2008 年 4 月に中核市移行)を対象に、移行直前の同年 3 月と移行後 6 ヶ月を経過した 10 月の 2 回にわたって、インターネットをつうじた住民意識調査を実施し、移行前後ともに移行への期待は「市の活性化」が最も高いが、移行後の実感として「特にない」という回答が 81.2%であったという結果を得ている。これらの結果から示唆されることは、事務権限が広域自治体から移譲されたことが即行政サービスの改善につながったとは言えないものの、少なくとも移譲事務を処理できているという点だろう。また、職員の増員や施設の増設などによって対応していることから、自治体財政への影響は考えられる。

中核市、あるいは指定都市に移行したことによる財政への影響を調べた研究は、筆者の調べた範囲では見当たらない。地方公共団体の構造の変化による財政への影響という観点からは、市町村合併による財政効率への影響を見た林(2013)が、合併形態ごとの職員給与への影響を分析し、いずれの合併形態においても給与水準を引き上げる効果を確認している。一方、規模の経済による歳出削減効果も、425市のうち315市において確認された。ただし歳出が増加したケースもあった。その他、牧田(2015)は徳島県内基礎自治体における市町村合併の人口一人当り歳出額に与える影響を分析し、合併時期によって効果が異なると報告している。地方公共団体の構造の変化による財政効率への影響は一様ではないことが伺える。

3. 中核市移行の民生費への効果の分析

3.1 本研究における Synthetic Control Method

前節で見たように、中核市移行による民生費への影響は一見ただけでは明らかではない。この場合、中核市に移行した市が、仮に中核市に移行しなかった場合にどのような支出をおこなっていたかという反実仮想(counterfactual)の設定し、実際の値と比較することで、移行の効果(図5における α_u や α_l)を推定することが望ましい。



(出所)筆者作成

図5 中核市移行による民生費への影響

本研究では、一般市が中核市に移行した結果として生じた民生費への影響を Abadie and Gardeazabal (2003)によって開発され、続く Abadie, Diamond et al. (2010), Abadie, Diamond et al. (2015)で発展されてきた Synthetic Control Method を用いて評価することを試みる。Synthetic Control Method は、ある政策介入があった個体に政策による効果があったかを比較分析で行う場合に、比較される対照(Control)を、政策介入のない複数の個体のアウトカムを加重平均することで合成的に形成する手法である。この合成された対照を Synthetic Control(以下, SC)と呼び, SC を形成する

ための潜在的な非介入個体の集合をドナープールと呼ぶ。ドナープールに含まれる個体のアウトカムの加重平均値である SC を反実仮想として、実際に観測された介入個体のアウトカムと差分を取ることで処置効果を推定する。

近年はこの Synthetic Control Method を用いた実証分析が蓄積されつつある。例えば、この手法を開発・応用した一連の研究では, Abadie and Gardeazabal (2003)のバスク紛争によるバスク地方経済への影響, Abadie, Diamond et al. (2010)の米国カリフォルニア州における Proposition 99(タバコ税の引き上げ)による同州内のタバコ消費への影響, Abadie, Diamond et al. (2015)の東西ドイツ統合による旧西ドイツ経済への影響などを分析している。また、日本のケースでは Ando (2015)が原子力発電所の立地による経済的な影響を, duPont and Noy (2015)が阪神淡路大震災による神戸市経済への影響を, 江坂・藤井(2018)は固定相場制への移行の財政規律への影響を, Synthetic Control Method によって分析している。

本研究では Abadie, Diamond et al. (2010)に従って, Synthetic Control Method による中核市移行の民生費への効果の推定手続きを以下のように設定する。まずアウトカムとして民生費に関する変数の観測された値を Y_{it} とする。ここで i は個体(本研究では個々の地方公共団体), t は観測された年を表す。また Y_{it}^N は個体 i が政策介入(本研究では中核市移行)を受けていないとした場合の, Y_{it}^I は政策介入を受けた場合の, 時点 t におけるアウトカムを表す。このとき, 個体 i の時点 t における政策介入の効果は $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$ として求めることができる。

標本内の観測される個体の数を $J + 1$ 個とし, $i = 1$ が政策介入のあった個体(処置個体), 残り J 個の個体 $i = 2, \dots, J + 1$ が政策非介入, すなわち中核市に移行していない自治体の集合である。この非介入自治体のグループを, 本研究における SC を形成するための潜在的な個体の集合であることからドナープールと呼ぶ。観測期間は $t = 1, \dots, T_0, T_0 + 1, \dots, T$ とし, T_0 までが中核市移行前の期間, $T_0 + 1$ 期以降 T 期までが移行後の期間とする。ここで, T_0 期以前には中核市移行のアウトカムに対する影響はまったくなく, 中核市の移行後に初めて民生費に影響が生じるものと仮定する。また, 処置個体への政策介入がドナープールに含まれる非介入個体に影響がない, すなわちある地方公共団体の中核市移行によって他の自治体の民生費の歳出行動に影響が生じないことを仮定する。

上記の設定の下, 本研究の目的は中核市移行によって地方公共団体の民生費にもたらされた変化を推定することであり, 言い換えると $T_0 + 1$ 期以降の政策効果($\alpha_{1T_0+1}, \dots, \alpha_{1T}$)を推定することである。ここで, $i = 1$ における $T_0 < t$ の期間のアウトカムは Y_{1t}^I として観測されていることから, 政策介入の効果 α_{1t} を求めるには, 観測されない Y_{1t}^N を推定すればよいということになる。一般に Y_{it}^N が以下の因子モデルに従うと仮定する:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t \mathbf{Z}_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで δ_t が個体間で共通の負荷量を持った因子, \mathbf{Z}_i が $(r \times 1)$ の観測される共変量ベクトルであ

り、介入の有無について相関がないことを仮定する。 θ_t が $(1 \times r)$ の未知パラメータベクトル、 λ_t が $(1 \times F)$ の観測されない個体間で共通の因子ベクトルで、 μ_i が $(F \times 1)$ の未知の因子負荷量ベクトルである。また ε_{it} は自治体単位で生じる平均ゼロのショックである。また $j = 2, \dots, J+1$ において $w_j \geq 0$ 、 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ という性質を持つ $(J \times 1)$ のウェイトベクトル $\mathbf{W} = (w_2, \dots, w_{J+1})'$ を想定する。この \mathbf{W} の各値が、合成対照(SC)を形成する潜在的な非介入個体のウェイトを表す。式(1)の因子モデルを用いると、非介入の個々の地方公共団体のアウトカムおよび共変量にウェイトづけしたものの合計として、SCは以下のように表現することができる：

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mathbf{Z}_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

また、以下の各式を満たすウェイトベクトル $\mathbf{W}^* = (w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)'$ が存在すると仮定する：

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j1} = Y_{11}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j2} = Y_{12}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jT_0} = Y_{1T_0} \quad \text{かつ} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \mathbf{Z}_j = \mathbf{Z}_1 \quad (3)$$

このとき、Abadie, Diamond et al. (2010)では、もし $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t' \lambda_t$ が非特異ならば以下が成立し、介入前の期間が十分に大きければ、式(4)の右辺の平均値はゼロに近づくことが証明されている：

$$Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left(\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n' \lambda_n \right)^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \quad (4)$$

すなわち、式(3)を満たす \mathbf{W}^* が存在し、いくつかの条件を満たすとき、 \mathbf{W}^* でウェイトづけされたドナープールのアウトカムは、処置個体の「処置がなかった場合」のアウトカムに等しくなる。このことは、本研究の目的である政策介入の効果 α_{1t} は、 $t \in \{T_0 + 1, \dots, T\}$ の期間において、以下の式で推定できることを示唆する⁽³⁾：

⁽³⁾ なお、式(1)の因子モデルは差分の差(Difference-in-differences, DID)モデルを一般化したものと捉えることができる。すなわち、従来のDIDモデルは個体間で共通の因子ベクトル λ_t がすべての t で一定とした場合に得られるものである。例えば $\lambda_t = \mathbf{1}$ とした場合、 $Y_{1t}^N = \delta_t + \mu_i + \theta_t \mathbf{Z}_i + \varepsilon_{it}$ となり、時間で不変の観測できない因子 μ_i をもつ固定効果モデルに他ならない。DIDモデルは λ_t がすべての t で一定という仮定の下で、個体内の前後差分をとることで観測不能の因子を除去し、政策効果を識別する手法である。一方、上記の因子モデルは観測不能な共変量の時間による変化を許容するモデルとなっている。このモデルでは前後差分をとっても μ_i を除去することはできないが、以下を満たす \mathbf{W}^* が得られるとき、SCは Y_{1t}^N の不偏推定量となることがわかっている：

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \mathbf{Z}_j = \mathbf{Z}_1 \quad \text{かつ} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \mu_j = \mu_1$$

実際には μ_i は観測不能であることから、上記のようなSCを得ることはできないが、Abadie, Diamond et al. (2010)で紹介されている標準的な仮定の下では近似的に成立することが指摘されている。

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \quad (5)$$

ただし、式(5)による政策効果の推定にあたって留意すべき点はいくつかある。まず W^* の存在は、 $(Y_{11}, \dots, Y_{1T_0}, Z_1')$ が $\{(Y_{21}, \dots, Y_{2T_0}, Z_2'), \dots, (Y_{J+11}, \dots, Y_{J+1T_0}, Z_{J+1}')\}$ の凸包に属するとき、その時のみ成立するとされている。言い換えると、処置個体の特徴が、ドナープールに含まれる個体群の特徴とかけ離れているような場合には W^* の存在は保証されない。また式(4)を成立させるような非処置個体の加重結合が得られないかもしれない。これも同様に $(Y_{11}, \dots, Y_{1T_0}, Z_1')$ が $\{(Y_{21}, \dots, Y_{2T_0}, Z_2'), \dots, (Y_{J+11}, \dots, Y_{J+1T_0}, Z_{J+1}')\}$ の凸包から遠く離れてしまっている場合に起きうる。

これらの問題は、Synthetic Control Method によって合成対照を形成するにあたり、ドナープールにどのような対照候補を含めるかがひとつの論点になることを意味する。本研究は一般市から中核市に移行した地方公共団体を処置個体として取り上げている。中核市への移行要件が人口 20 万以上であることから、ドナープールに含める候補自治体を地方公共団体における人口規模に着目して選定することはひとつの妥当な基準と考えられるだろう。地方公共団体の人口規模は差異が大きく、例えば 2015 年の国勢調査による人口総数では、全国市町村のうち、指定都市や中核市を含まない一般市に限っても、最も少ない北海道歌志内市の約 3.6 千人から最も多い千葉県松戸市の約 48 万人まで存在する。ここでは中核市の移行要件である人口 20 万人を含む自治体の集合の目安として、人口 15 万人以上の一般市をドナープールに含めることとした。

3.2 Synthetic Control Method による反実仮定の形成

Synthetic Control Method によって Y_{1t}^N の推定量を得るためにはドナープールに含まれる非介入個体に適切な加重をするためのウェイトベクトル W^* を得る必要がある。Abadie, Diamond et al. (2010) に従って、 W^* の推定値を得るためのセットアップを行う。まず $W = (w_2, \dots, w_{J+1})'$ は $j = 2, \dots, J + 1$ において $w_j \geq 0$, $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ という性質を持つ $(J \times 1)$ のウェイトベクトルである。 Y_{1t}, Y_{jt} ($j = 2, \dots, J + 1$)はそれぞれ処置個体および非介入個体の $t = 1, \dots, T$ 時点で観測されたアウトカム変数の値である。また $K = (k_1, \dots, k_{T_0})'$ は介入前期間のアウトカムの線形結合 $\bar{Y}_t^K = \sum_{s=1}^{T_0} k_s Y_{is}$ を定義する $(T_0 \times 1)$ のベクトルである。例えば $k_1 = k_2 = \dots = k_{T_0-1} = 0, k_{T_0} = 1$ のとき、 $\bar{Y}_t^K = Y_{it_{T_0}}$ となる。ここで K_1, \dots, K_M で定義される線形結合の集合 M を考える。このとき処置個体の介入前期間の説明変数ベクトルを $(k \times 1)$ の $X_1 = (Z_1', \bar{Y}_1^{K_1}, \dots, \bar{Y}_1^{K_M})$ として定義する。ここで Z_1 は処置個体の各共変量の介入前期間における平均値である。また $k = r + M$ であり、 r は Z_1 に含まれる変数の数である。すなわち観測できる各共変量の値の平均値 Z_1 および M 個のアウトカム変数自体の線形結合の集合をアウトカムの予測変数とする。またドナープールに含まれる非介入個体の説明変数ベクトルも $(k \times J)$ の X_0 として同様に表現でき、 j 番目の個体の説明変数ベクトルは $X_j =$

$(Z_j', \bar{Y}_j^{K_1}, \dots, \bar{Y}_j^{K_M})$ である。

Abadie, Diamond et al. (2010)は、利用可能な非介入地区の加重平均を得る方法として、 $w_2 + \dots + w_{j+1} = 1$ かつ $w_j \geq 0, j = 2, \dots, J + 1$ の制約の下、処置個体と非介入個体群の説明変数ベクトルの間の差異である $\|X_1 - X_0W\|$ を最小にするような W^* を求めている。より具体的には、 $\|X_1 - X_0W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0W)'V(X_1 - X_0W)}$ によって距離を求める。ここで V は $(k \times k)$ の正定値対角行列であり、含まれる各要素は、各説明変数の予測力を定義する。すなわち W^* の選択は V の選択に依存することになる。 V の選択方法はいくつかあるが、Abadie and Gardeazabal (2003) および Abadie, Diamond et al. (2010) では、介入前期間におけるアウトカムの平均二乗予測誤差(MSPE)を最小にする V を選択しており、本研究でもこれらの手段に従う⁽⁴⁾。

3.3 Synthetic Control Method における統計的推論

本研究では、比較的小サイズなサンプルにおける推論方法として、パーミュテーション検定のアイデアに基づく推論を行う。具体的には、標本に含まれるすべての個体に対して、分析対象となる処置個体と同じ Synthetic Control Method をプラセボとして適用し、そこで得られた効果の大きさと比べて処置個体の効果が十分に大きいかどうかをテストする方法である。検定統計量についてもいくつか提案されているが、本研究では Abadie, Diamond et al. (2015) に従って、標本に含まれるすべての個体に対し介入前期間における平均平方二乗予測誤差(RMSPE)と介入後期間における RMSPE の比をとった値を検定統計量として計算する。

$$RMSPE比_j = \frac{\frac{\sqrt{\sum_{t=T_0+1}^T (Y_{j,t} - \hat{Y}_{j,t}^N)^2}}{T - T_0}}{\frac{\sqrt{\sum_{t=1}^{T_0} (Y_{j,t} - \hat{Y}_{j,t}^N)^2}}{T_0}} \quad (6)$$

そこで得た値を大きい順に並べ、処置個体すなわち中核市に移行した地方公共団体の歳出への効果が、非介入の地方公共団体と比べて十分大きいかを評価する。より一般的には、真に移行のあった自治体のアウトカムの推定値が、移行のなかった自治体に比較して、十分大きな効果を表しているかを検定する方法と言える(Abadie, Diamond et al. (2010))。帰無仮説は「中核市移行による歳出の変化は偶然生じたものである」とし、以下の式に基づいて検定を行う。

⁽⁴⁾ V ウェイトの選択については、説明変数のアウトカムの予測力に対する先見的な情報があれば、分析者が設定しても良いとされている(Abadie, Diamond et al. (2010))。一方、データドリブンなウェイトの設定方法として、STATA の synth コマンドの初期設定では V を回帰モデルの結果を用いている。また nested オプションを付加することで、回帰ベースの V ウェイトを初期値とし、すべての正定値対角行列の中からより MSPE が低くなるようなウェイトベクトルを探索する。本研究でも nested オプションを付加したうえで推定を行った。

$$p_1 = \frac{\sum_{j=2}^{J+1} \mathbf{1} \{RMSPE比_j \geq \widehat{RMSPE比_1}\}}{J} = \frac{\text{移行市の RMSPE 比より大きいプラセボの数}}{\text{ドナーに含まれる個体数}} \quad (7)$$

すなわち、処置個体における RMSPE 比がプラセボのそれを含めた全体の中で何番目かに基づいて p 値を計算し、有意水準(本研究では 5%と設定)より小さくなった場合に帰無仮説を棄却する。統計的に有意な結果ができれば、中核市移行後の歳出の変化は偶然とは言えないという結論を得ることができる。

4. データおよび推定

4.1 データ

一般市から中核市への移行によって民生費関連の歳出にどのような影響があったかを、前節で導入した Synthetic Control Method によって反実仮想を構築し、比較分析を行う。本研究で分析対象とする中核市の選定基準は以下のとおりである。まず Synthetic Control による中核市移行前のデータが比較的長くとれる一方、予測のための移行後の期間も同じように長くとれるという観点から、2000 年～2005 年に中核市に移行した市を抽出した。その中でも、保健所政令市や旧特例市からの移行ではなく、一般市から直接中核市に移行した地方公共団体として、旭川市(2000 年移行)、川越市(2003 年移行)、船橋市(2003 年移行)、高槻市(2003 年移行)を分析対象とした。また合成対照を形成するためのドナープールに含める地方公共団体として、サンプル期間(1989 年～2016 年)における平均人口 15 万人以上かつ保健所政令市以外の一般市として 52 市を抽出し、ドナープールとした⁽⁵⁾(表 2)。

表 2 本研究における分析対象地方公共団体

	地方公共団体名称
処置個体	旭川市, 川越市, 船橋市, 高槻市
潜在的な合成対称	釧路市, 帯広市, 苫小牧市, 弘前市, 日立市, 足利市, 栃木市, 小山市, 伊勢崎市, 太田市, 熊谷市, 所沢市, 春日部市, 狭山市, 上尾市, 草加市, 久喜市, 市川市, 松戸市, 野田市, 佐倉市, 習志野市, 市原市, 流山市, 八千代市, 立川市, 三鷹市, 府中市(東京), 調布市, 小平市, 日野市, 高岡市, 松本市, 上田市, 大垣市, 沼津市, 富士市, 磐田市, 松阪市, 鈴鹿市, 宇治市, 岸和田市, 茨木市, 和泉市, 出雲市, 宇部市, 山口市, 岩国市, 徳島市, 今治市, 佐賀市, 都城市

(出所)筆者作成

アウトカムには民生費に関する変数として、総務省『地方財政状況調査』市町村分調査表を基に、

⁽⁵⁾ ただし欠損値を含むひたちなか市, 西東京市, 和泉市, 今治市, 周南市は除いた。

民生費を住民基本台帳による人口で割った市民一人あたり民生費、および歳出全体に占める民生費の割合の2つを採用した。ただし2000年4月に導入された介護保険制度により、老人福祉費の財源が一般会計から特別会計に移行した結果、各自治体の民生費が大きく変動したため、本研究では民生費総額から老人福祉費を除いた額を民生費として用いる。3.2節で述べたように説明変数ベクトルは、観察できる共変量ベクトル \mathbf{Z}_i と介入前期間におけるアウトカム変数自体の線形結合の集合を含んでいる。民生費が自治体の福祉施策に対する経費であることから、年齢構成や人口動態など人口構成に関する諸変数によって支出額が決定づけられていると考えられる。本研究では人口の社会増減率、65歳以上人口比率、普通出生率、死亡率、一般病院数、小学校数、中学校数、高等学校数を共変量として採用した。またアウトカム変数自身の線形結合については1990年、1995年、2000年のそれ自身の値を含めた(表3)。

表 3 変数一覧

変数名	説明	データ出所
市民一人あたり 民生費 (円)	民生費合計 ÷ 市内人口 ・ ただし民生費には老人福祉費を含めない	総務省『地方財政状況調査』 総務省『社会・人口統計体系』
歳出に占める 民生費割合 (%)	民生費合計 ÷ 歳出 ・ ただし民生費には老人福祉費を含めない	総務省『地方財政状況調査』
人口の社会増減率 (%)	$\frac{(\text{転入者数} - \text{転出者数}) \times 100}{\text{市内人口}}$ ・ 1995 年以前の転出者数のデータが含まれていなかったため、1996 年以降移行前年までの値を平均。 ・ 転出者数について 95 年今治, 96 年和泉, 今治の各市のデータは欠損のため、平均から除外。	総務省『社会・人口統計体系』
65 歳以上 人口比率 (%)	$(65 \text{ 歳以上人口} \div \text{市内人口}) \times 100$ ・ データは国勢調査に基づいているため、1990 年, 1995 年, 2000 年の値	総務省『社会・人口統計体系』
普通出生率 (‰)	$(\text{出生数} \div \text{市内人口}) \times 1000$	厚生労働省『人口動態統計』 総務省『社会・人口統計体系』
死亡率 (人口 10 万人あたり)	$(\text{死亡数} \div \text{市内人口}) \times 100000$	総務省『社会・人口統計体系』
一般病院数 (人口 10 万人あたり)	$(\text{一般病院数} \div \text{市内人口}) \times 100000$ ・ 89 年久喜, 狭山, 熊谷, 春日部, 所沢, 上尾, 草加, 90 年茨木, 岸和田, 佐賀, 三鷹, 小平, 大垣, 調布, 日野, 府中, 立川, 和泉, 91 年久喜, 狭山, 熊谷, 春日部, 所沢, 松本, 上田, 上尾, 草加, 92 年伊勢崎, 松本, 上田, 太田, 大垣, 93 年宇部, 岩国, 山口, 都城, 95 年茨木, 岸和田, 和泉, 96 年小山, 足利, 栃木の各市のデータは欠損のため、平均から除外。	総務省『社会・人口統計体系』
小学校数 (人口 10 万人あたり)	$(\text{小学校数} \div \text{市内人口}) \times 100000$	総務省『社会・人口統計体系』
中学校数 (人口 10 万人あたり)	$(\text{中学校数} \div \text{市内人口}) \times 100000$	総務省『社会・人口統計体系』
高等学校数 (人口 10 万人あたり)	$(\text{高等学校数} \div \text{市内人口}) \times 100000$ ・ 92 年熊谷, 93 年宇部, 岩国, 山口, 95・96 年都城, 99・00 年熊谷の各市のデータは欠損のため平均から除外。	総務省『社会・人口統計体系』
アウトカム変数の 線形結合	$(\bar{Y}_{i,1990}, \bar{Y}_{i,1995}, \bar{Y}_{i,2000})'$ ・ 旭川市については 2000 年に移行しているため、説明変数に含まれるのは 1990 年と 1995 年の値のみ。	総務省『地方財政状況調査』 総務省『社会・人口統計体系』

※ 市内人口は『社会・人口統計体系』における住民基本台帳人口を採用した。

※ 『社会・人口統計体系』における一般病院数, 小学校数, 中学校数, 高等学校数は可住地面積あたりであるため, 可住地面積を乗じた値を採用した。

※ 民生費は 2015 年の消費者物価指数 (総合指数) を 100 として実質化した。

(出所)筆者作成

4.2 Synthetic Control による比較分析

(1) 一人あたり民生費

図 6 は本研究で分析対象とした中核市 4 市の一人あたり民生費の推移(実線)と, Synthetic Control Method で推定した合成対照(SC)の推移(点線)を比較したものである。SC は中核市移行後の各市の反実仮想を形成しており, 移行前期間のアウトカムをよく再現している。一人あたり民生費は, 移行後期間全体の平均では旭川市で 17,193 円, 川越市で 811 円, 船橋市で 349 円のプラスの効果が

確認された。一方、高槻市については1,513円の減少の効果が確認された。増減率でみるとそれぞれ13.7%, 0.9%, 0.3%, マイナス1.4%となっている。

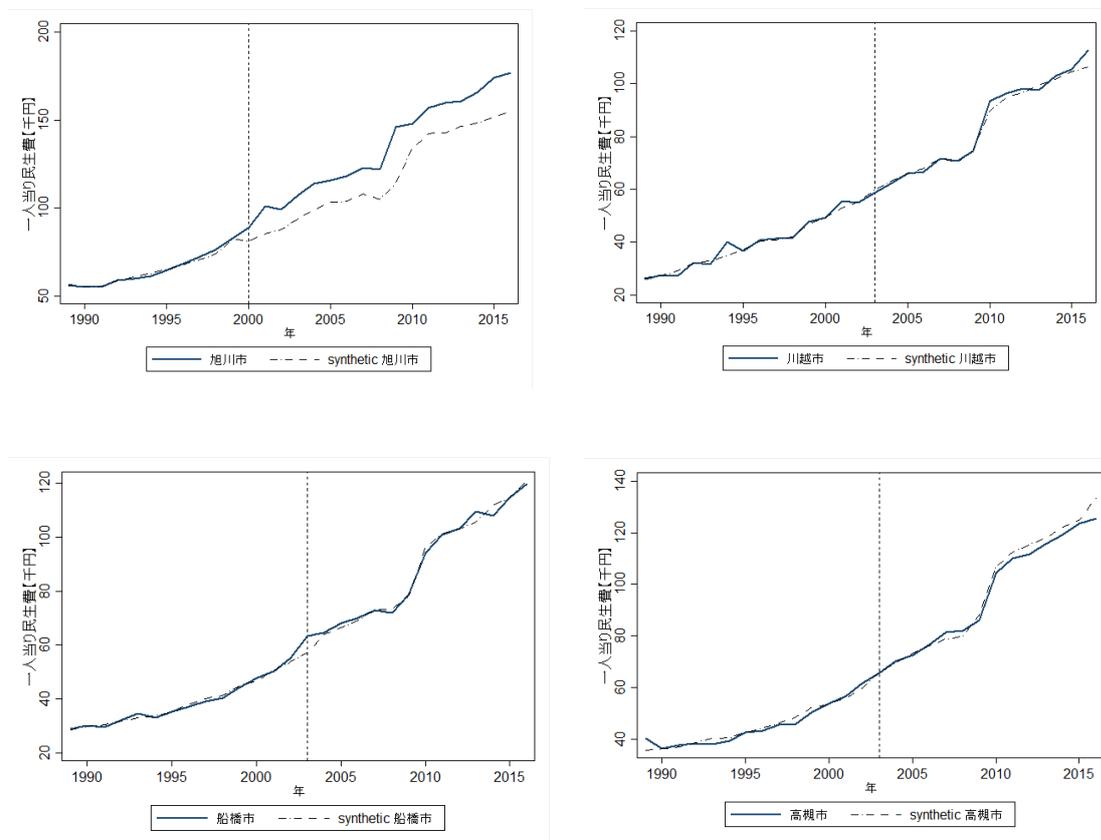


図 6 中核市と SC の比較—市民一人あたり民生費

(2) 歳出に占める民生費の割合

地方公共団体の全体の歳出額は単年度で変化しうるから、各項目だけを取り上げて額面上に変化が見られなくても、歳出全体に占める割合は変化させている可能性がある。民生費割合でみると、中核市移行後の期間全体の平均では、旭川市は 5.2%、船橋市で 0.9%、高槻市で 1.0%、支出割合が増加している。一方、川越市は反対に、中核市移行後に民生費割合を 1.3%減少させている。これらの結果は、平均的には中核市移行によって事務権限は増えているが、必ずしも支出増につながっているとは限らないことを示唆する。

それぞれの推定された効果をまとめたものが表 4 である。これらの結果のうち、プラセボを用いた推定に基づく検定によって帰無仮説が棄却された、すなわち統計的に有意に差があると言える結果は旭川市における歳出全体に占める民生費割合(p 値≒0.02)のみであり、その他の結果については積極的に支持できるとは言えないため、解釈には注意が必要である。

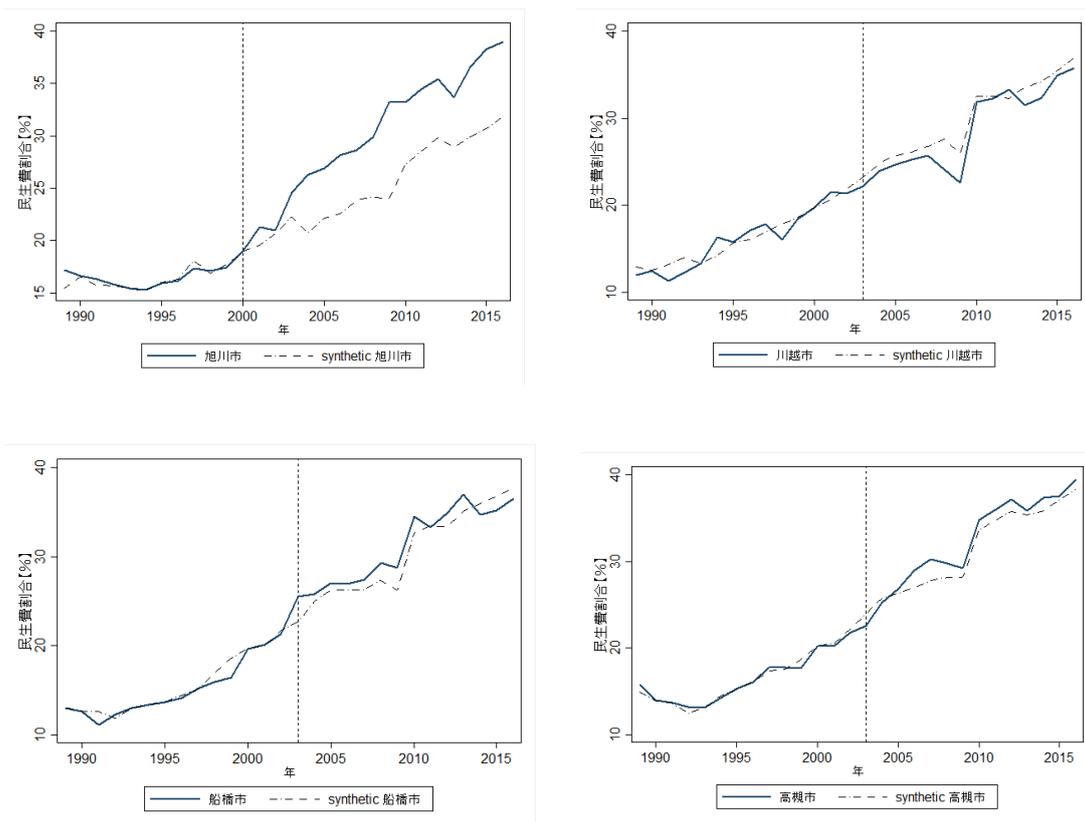


図 7 中核市と SC の比較－民生費割合

表 4 Synthetic Control Method による処置効果

中核市	一人当民生費 (円)	民生費割合 (%)
旭川市	17,193 (0.28)	5.24 (0.02)
川越市	811 (0.84)	-1.32 (0.92)
船橋市	349 (0.67)	0.93 (0.67)
高槻市	-1,513 (0.96)	1.00 (0.96)

(注) カッコはプラセボテストによる p 値

本節での分析から、分析対象とした 4 市において中核市への移行後に一人あたり民生費および歳出に占める民生費割合のいずれについても増加が見られたが、中核市の移行が要因となったといえるのは旭川市のみであり、その他の市では民生費の増加が中核市移行に起因するとは言えない結果となった。

旭川市が中核市移行後に明確に民生費を増加させた背景を探ることは本研究の範囲を超えるが、旭川市はそれ以外の他の 3 市に比べて人口減少が著しい点は注目に値するだろう。旭川市が中核市に指定された 2000 年から 2016 年の 17 年間に旭川市の人口は 4.9%減少している。一方、同じ 17 年間に川越市は 6.3%、船橋市は 12.5%の人口増加をしている。高槻市は 1.3%の減少だが 2004

年以降はほぼ横ばいである。大都市圏(東京圏及び大阪圏)に位置している 3 市に比較して早い段階で人口減少に直面している旭川市にとっては、中核市移行が財政負担につながっている可能性は考えられる。一方、他の 3 市についても民生費は右肩上がりではあるものの、本研究の SC 推定による反実仮想との違いはほとんどなく、中核市移行が民生費を増加させた要因とは言えない。

4.3 頑健性の検証

本節では、SC 推定モデルの頑健性テストを行う。Abadie, Diamond et al. (2015) にならって、非介入個体の加重平均によって形成された合成対照(SC)を一つずつ除いたときに結果がどの程度影響を受けるかという一個抜き再推定(leave-one-out reestimation)によって、SC の頑健性を確認する。ここではとくに大きく効果が確認された旭川市についてのみ確認する。

2 つの推定における旭川市の SC 形成において加重平均された地方公共団体とそれらのウェイトを示したのが表 5 である。一人当たり民生費についてはウェイトの大きい順から三鷹市、調布市、今治市、立川市、弘前市の 5 市、民生費の割合については今治市、釧路市、佐倉市、和泉市、徳島市、栃木市、帯広市、都城市の 8 市の加重平均で SC が形成されている。これらについてドナープールからひとつずつ抜いて再度推定を行った結果を重ねて示したのが図 8 である。いずれの結果においても、介入前期間のフィットはよく、元の推定結果と大きく異なった推移を示すことはなかったため、推定モデルは概ね頑健と考えられる。

表 5 旭川市の SC 推定によるウェイト

市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合
釧路市	0	0.293	狭山市	0	0	三鷹市	0.408	0	鈴鹿市	0	0
帯広市	0	0.017	上尾市	0	0	府中市	0	0	宇治市	0	0
苫小牧市	0	0	草加市	0	0	調布市	0.177	0	岸和田市	0	0
弘前市	0.113	0	久喜市	0	0	小平市	0	0	茨木市	0	0
日立市	0	0	市川市	0	0	日野市	0	0	和泉市	0	0.122
足利市	0	0	松戸市	0	0	高岡市	0	0	出雲市	0	0
栃木市	0	0.029	野田市	0	0	松本市	0	0	宇部市	0	0
小山市	0	0	佐倉市	0	0.189	上田市	0	0	山口市	0	0
伊勢崎市	0	0	習志野市	0	0	大垣市	0	0	岩国市	0	0
太田市	0	0	市原市	0	0	沼津市	0	0	徳島市	0	0.032
熊谷市	0	0	流山市	0	0	富士市	0	0	今治市	0.177	0.303
所沢市	0	0	八千代市	0	0	磐田市	0	0	佐賀市	0	0
春日部市	0	0	立川市	0.124	0	松阪市	0	0	都城市	0	0.016

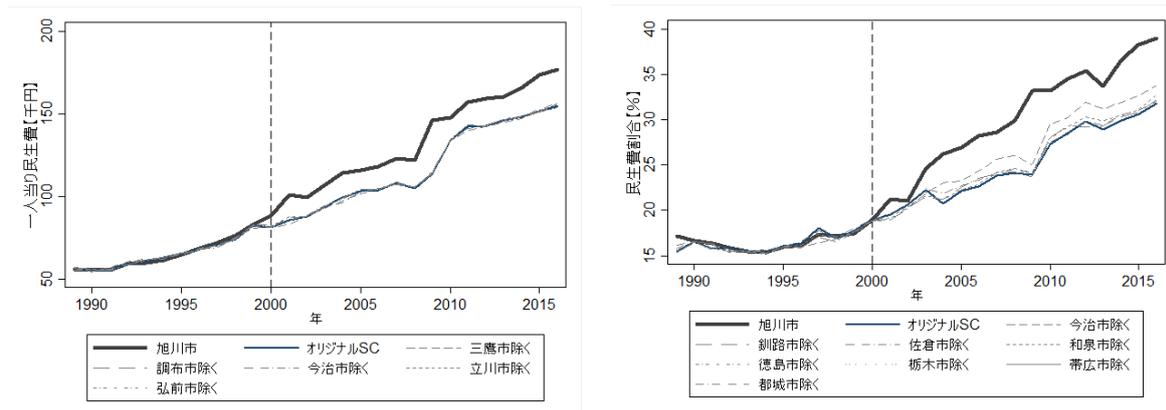


図 8 一個抜き推定による旭川市の SC

5. 結論

本研究では、小標本における処置効果の推定手法として Synthetic Control Methods を用い、中核市移行の歳出効果を推定した。推定の結果、一人当り民生費の増加率は $-1.4\% \sim 13.7\%$ 、歳出に占める民生費の割合も平均的に $-1.32\% \sim 5.0\%$ の増加と、民生費に与える影響については地方公共団体によってばらつきが見られ、統計的に有意に支出を増加させたのは旭川市のみであった。また、もっとも効果が大きく現れた旭川市のケースを取り上げ、ウェイトを持つ非介入個体の一個抜き推定によるモデルの頑健性テストを行った結果、モデル自体は頑健であることが確認された。

中核市移行によって事務が移譲された結果歳出は一般的に増加することが予想されるが、民生費を対象に分析を行った結果、必ずしも歳出額を増加させず、その幅にもばらつきがある可能性が示唆された。これらの結果については、中核市に移行した後の地方公共団体の経営努力の可能性はあるが、歳出額の変化の差異をもたらす要因については、別途分析が必要であり、ここではいくつかの論点を示すに留める。町田(2010)は長崎市のケーススタディをつうじて、地方圏の中核市が大都市圏の中核市と比較して財政力が低く、中核市に十分な財源措置が講じられていないと指摘している。一方、大都市圏のベッドタウンの性質をもつ中核市は人口を増加させているが、それらの都市が「中核性」をもつかに疑問を呈している⁶⁾。本研究で取り上げた4市についても旭川市が地方圏の中核市であり、その他の3市が大都市圏の中核市であることから、同様の議論は成り立つだろう。2015年の各市の財政力指数は旭川市(0.49)、川崎市(0.96)、船橋市(0.95)、高槻市(0.79)と、旭川市が突出して低い。旭川市は町田(2010)の指摘する地方圏の中核市として、人口減少に直面しているなかでの中核市への移行となったことが、一人あたり民生費や割合の増加につながっている可能性は考えられる。本研究の結果から、地方公共団体の財政に対する中核市移行の影響は自治体の特徴や近接する経済圏、人口推移等によって異なることから、財源措置を講じるにも多面的な評価が必要ということが示唆される。

⁶⁾ 2000年時点において旭川市、川崎市、船橋市、高槻市の昼間人口比率はそれぞれ100.8%、93.7%、81.7%、83%であり、旭川市のみ日中の人口が1を超える。

また、原・星子他(2010)がアンケート調査から確認したように、事務の拡大を職員の増員で対応しているとすれば、そうした効果は職員数の増大に現れる一方、その他の経費の節減等を通じて相殺し、総額で変化が現れていないというケースも考えられよう。地方公共団体の歳出内容を目的別だけでなく性質別に分析など詳細にすることで、構造的な変化が生じた際の支出行動の変化を観察することができると考えられるが、今後の研究課題としたい。

参考文献

- Abadie, A. and Gardeazabal, J. (2003) “The Economic Cost of Conflict: A Case Study of the Basque Country” *The American Economic Review* 93 No.1, 113~132
- Abadie, A., Diamond, A. and Hainmueller, J. (2010) “Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program” *Journal of the American Statistical Association* 105(490), 493~505
- (2015) “Comparative Politics and the Synthetic Control Method” *American Journal of Political Science* 59 No.2, 495~510
- Ando, M. (2015) “Dreams of urbanization: Quantitative case studies on the local impacts of nuclear power facilities using the synthetic control method” *Journal of Urban Economics* 85, 68~85
- duPont, W. and Noy, I. “What Happened to Kobe? A Reassessment of the Impact of the 1995 Earthquake in Japan” *Economic Development and Cultural Change* 63 No.4, 777~812
- 江阪太郎, 藤井隆雄(2018)「固定相場制の財政規律への因果効果：Synthetic Control Methodsによる実証分析」Discussion Paper No.1813
- 北村亘(2013)『政令指定都市』中公新書
- 中核市市長会(2012)『地方分権時代の中核市における権限移譲のあり方について～円滑な権限移譲の実現に向けて～』報告書
- 林亮輔(2013)「市町村合併による財政活動の効率化—合併パターンを考慮した実証分析」『会計検査研究』No.47, 27~38
- 原邦夫, 星子美智子, 石竹達也(2010)「35 中核市における中核市移行に伴う保健・福祉業務の変化」『日本公衛誌』第 57 卷 6 号, 448~457
- 星子美智子, 原邦夫, 石竹達也(2010)「「中核市」移行に対する住民期待の変化 とくに保健所新設に関して」『日本公衛誌』第 57 卷 1 号, 44~49
- 牧田修治(2015)「徳島県の「平成の大合併」—パネルデータによる費用削減効果の実証分析—」『四国大学紀要』(A)44, 107~112
- 町田俊彦(2010)「「中核市」の人口・就業構造及び財政と長崎市」『専修大学社会科学研究所月報』566・577, 21~43
- 松本英昭(2016)「中核市制度の敬意及び意義と効果」『都市問題』vol.107 44~52

Research Institute of Economic Science
College of Economics, Nihon University

1-3-2 Kandamisaki-cho, Chiyoda-ku, Toyko 101-8360 JAPAN
Phone: 03-3219-3309 Fax: 03-3219-3329
E-mail: keikaken.eco@nihon-u.ac.jp
<http://www.eco.nihon-u.ac.jp/research/economic/>