

# 介護保険サービス地域差の統計的研究

— 保険者別データによる検証 —

松 岡 佑 和

## 1 はじめに

2000年に介護保険制度が施行されてから20年になる。「走りながら考える」と言われ、見切り発車でスタートをせざるを得なかった制度であるが、現在では社会保障制度の1つとして国民にも認知され制度の基盤も安定をしてきたと言えるだろう。介護保険制度は市区町村を中心とした保険者の下、2000年から居宅・施設サービス、2006年から地域密着型サービスが提供されている。介護保険サービスの第1号被保険者数（65歳以上人口）、利用者数は、それぞれ2000年度約2,242万人、約1,966万人（累計）から、2018年度約3,525万人、約6,528万人（累計）へと大幅に増加している。利用者増加に伴い、介護保険サービス費用額も2000年度約3.5兆円（GDP比0.69%）から2018年度約9.9兆円（GDP比1.81%）へと増加し社会保障費として財政に与える影響も増大している。

介護保険制度に関する経済学のアプローチからの研究としては、主に介護給付水準の決定要因に関する研究（安藤（2008）、田近・油井（2004）、油井（2006）、松岡（2016a））や、長期的な医療・介護保険財政の推計・予測等の研究が行われてきた（Iwamoto and Fukui（2009））。また自治体間競争・空間的自己相関を検証した研究も存在する。山内（2009）では2001-03年都道府県パネルデータを用い介護保険施設における介護サービスの空間的自己相関を空間計量経済学的手法を用い分析し、近隣都道府県

から正の影響を受けることを確認している。松岡（2016a）では2006-12年度保険者別データを用い、全ての介護サービス（合計・居宅・施設・地域密着型サービス）において空間的自己相関が存在することを空間計量経済学的手法を用いて確認し、近隣都道府県の保険者の影響も受けることを示している。

これらの先行研究は介護保険財政を運営する立場（保険者、都道府県、国等）にとって重要な分析である。一方で被保険者、利用者の立場で介護保険制度を考えると、介護サービスへのアクセスの差等から生じる介護給付水準の地域差は重要な問題である。介護保険には医療保険サービス同様に地域間でサービス量、介護保険料等が大きく異なることが知られている（厚生労働省（2014））。しかしながら、その分析の多くは記述統計による比較に留まっており、統計的な分析が行われているわけではない<sup>1</sup>。先行研究において介護給付水準には自治体間競争・空間的自己相関が存在することが明らかとなっており、松岡（2016a）では他保険者の水準の影響も受けることが確認されている。介護給付水準に自治体間競争・空間的自己相関が存在するならば、地域間（自治体間）の介護給付水準は時間を経て収束をする可能性が高い。

地域間における変数の水準の収束に関しては、Baumol（1986）、Barro and Sala-i-Martin（1992a）等で用いられた経済成長の収束分析の方法である $\sigma$ 収束、 $\beta$ 収束を用いた研究が存在する。 $\sigma$ 収束とは標準偏差・変動係数が時間を通じて減少する過程、 $\beta$ 収束とは1人あたり変数水準が低い地域は高い地域と比べより高い成長率を上げるという後進地域のキャッチアップ過程のことである。この点に着目し、介護保険制度に応用した一連の研究が松岡（2016b、2017、2019、2020）である。都道府県別介護保険給付水準のデータを用い松岡（2017）では $\alpha$ 収束を、松岡（2016b）では $\beta$ 収束を計測している。松岡（2019、2020）では、保険者別データを用い $\beta$ 収束を計測している。いずれも $\alpha$ 収束、 $\beta$ 収束は存在し、地域差縮小が示唆される結果となっている。しかしこれら一連の研究

では、データ・対象年度が限られていた。松岡（2016b、2017）では都道府県データを、そして保険者別データを用いた松岡（2019、2020）も平成の大合併の影響のためデータは2006年度以降に限定していた。本稿は松岡（2016b、2017、2019、2020）の一連の研究の流れにあり、2001年から2018年までの最新の保険者別データを用いた $\alpha$ 収束の研究である。この研究は松岡（2016b、2017、2019、2020）の一連の研究がベースとなる<sup>2</sup>。

本稿では、2001-18年度保険者別パネルデータを用い、地域間（保険者間）介護保険サービスにおいて、 $\sigma$ 収束が生じているかを検証した<sup>3</sup>。介護保険制度下における介護給付水準の $\sigma$ 収束を計測することには、下記の意義があると考ええる。1つ目は、介護給付水準における自治体間競争・空間的自己相関の存在から、介護給付水準の収束が実際に生じているかを検証し、地域間介護給付水準の変遷の特徴を把握することが可能なためである。介護保険制度へ移行し制度が浸透するに従い、介護給付水準の地域差が、保険者単位でどう変化したかを分析することは意義があると考ええる。2つ目は、利用者・被保険者の厚生上の観点からである。介護給付水準の地域差が、後期高齢者割合、地域による家族介護の考え方の違い、介護保険料の違い等の地域特性を完全に反映したものであれば、その地域差の存在は認められる。しかしながら、保険者地域の地域特性を把握していると考えられる保険者（市町村）による地域密着型サービスの事業所公募状況において、50.81%の保険者が、施設数が整備目標に達しておらず、その58.2%が理由を応募がなかったためと答えている（畠山（2010））<sup>4</sup>。地域特性を反映した需給ギャップが完全に反映されていないことが示唆され、このような状況での介護給付水準の地域差は利用者・被保険者にとって望ましい状態ではないと考えられる。 $\sigma$ 収束の存在により地域差縮小が示唆されれば、利用者・被保険者の介護サービスへのアクセスの差が減少しているのではないかと考えられる。

本稿で得られた結果は以下の通りである。1人あたり介護給付水準において、変動係数を用いた収束が確認された。これら収束は介護保険制度初

期（2001-05年）の方が2006年以降と比べ速い傾向であった。2006年以降は不安定であり、地域密着サービスを除き、継続的な $\sigma$ 収束は確認できなかった。しかし2001年度と2018年度を比較すると変動係数は全ての変数で減少をしており、長期的な観点では地域差縮小が示唆された。

2節では $\sigma$ 収束の概念を説明し、3節では分析で扱うデータ・変数について述べ、4節で $\sigma$ 収束の計測結果を提示する。5節はまとめである。

## 2 $\sigma$ 収束

本稿で用いる収束の計測・推定方法は、Barro、Sala-i-Martin等による経済成長の研究（Barro and Sala-i-Martin (1992a,b)、Sala-i-Martin (1996)等）で用いられた収束である。

経済成長の文脈で用いられる $\sigma$ 収束とは（対数を取った）1人あたり所得の国間／地域間の標準偏差が時間を通じて低下することである。Nixon (1999)、Wang (2009)では1人あたり医療支出が対象の変数となっている。Barro、Sala-i-Martinによる一連の研究では（対数による）標準偏差が用いられているが、Nixon (1999)、Wang (2009)では対数を取っていない値を用いた変動係数が用いられている。変動係数とは、標準偏差／平均と定義される尺度であり平均が異なる変数間の相対的なばらつきを比較することが可能な尺度である。例えば、1人あたり所得と1人あたり医療支出では、当然前者の値が大きく、それに伴い標準偏差も大きくなる傾向がある。平均で除すことにより、異なる変数間の相対的なばらつきを比較することが可能になる。

本稿では変動係数を用いた $\sigma$ 収束を考える。本稿で扱うデータは概ね増加傾向を示しており、その増加によって標準偏差自体が大きくなる傾向があるためである。平均の増加による標準偏差の増加は地域差を把握する上では本質的な点ではないため、平均で除し相対化を行う。また2006年度から導入された地域密着サービスが計上されていない保険者が多く存在す

るため、対数を使用できないことも理由の1つである<sup>5</sup>。以下、本稿の分析対象となるデータは全て変動係数で議論を行う。

### 3 分析で扱うデータ・変数

#### (1) データについて

本稿で扱うデータは厚生労働省 2001-18 年度『介護保険事業状況報告』の保険者別パネルデータである<sup>6,7</sup>。対象は 65 歳以上の第 1 号被保険者に限定した<sup>8</sup>。介護給付水準の指標として単位数を用いた。単位数を用いた理由として、給付額・費用額は単位数×単価で計算され、単価には物価が加味されており、純粋なサービス量としては単位数が適切と考えられるためである<sup>9</sup>。施設サービスを考える際には施設定員数を（供給）給付水準と考えることも出来る。しかし、居宅サービスや地域密着型サービスなどの訪問サービスでは正確な定員等（サービス供給のキャパシティ）を測ることが容易ではなく、それら保険者別の統計も公開されていない。またサービス別に異なる指標を用いると比較が困難であるため、給付単位を使用した。

1 人あたり介護保険サービス量である介護給付水準を 2 通り定義した。1 つ目は、単位数／被保険者数である。単位数を用い、介護保険料を支払う被保険者を基準とし、財政負担面から見た 1 人あたり介護給付水準である<sup>10</sup>。合計・サービス別に、それぞれ合計単位数／被保険者数、居宅単位数／被保険者数、施設単位数／被保険者数、地域密着単位数／被保険者数と定義した。2 つ目は、単位数／利用者数である。単位数を用い、介護保険サービスを実際に必要とし利用した利用者を基準とした 1 人あたり介護給付水準である。合計・サービス別と分け、それぞれ合計単位数／合計利用者数、居宅単位数／居宅利用者数、施設単位数／施設利用者数、地域密着単位数／地域密着利用者数と定義した。

また介護保険料、後期高齢者割合、要支援・要介護認定率（全ての要支

援・要介護度認定者数／被保険者数)においても、 $\sigma$ 収束が存在するかを確認する。

## (2) 保険者数・平均の推移

平成の大合併の影響で2001年度から2018年度にかけて保険者数は大幅に減少している<sup>11</sup>。



出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』（2001-18年度）

注：本稿で扱った、保険者別データが入手できた2001年度からである。欠損等があった場合は分析対象から外れているので行政の数字とは一致しない場合もある。

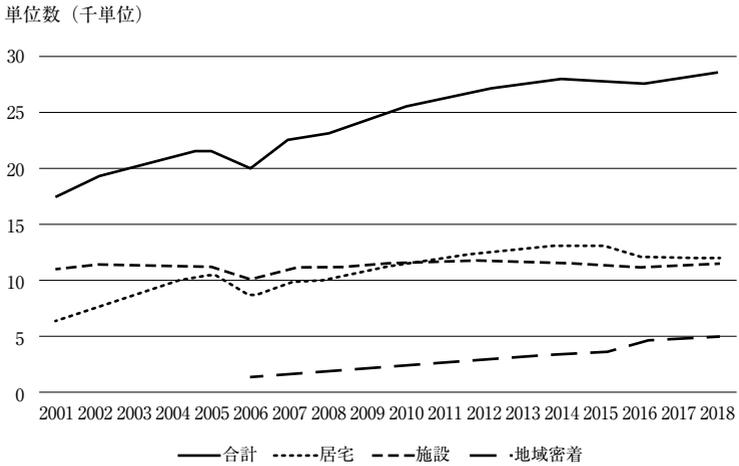
本稿で扱った保険者数は2,875（2001年度）から1,571（2018年度）へと大きく減少している。これは平成の大合併の影響を受けたためである。特に2006年度までに大幅な減少が見られる。このことは本稿の分析結果に関しても影響を与えている可能性がある。本稿ではサンプルの大きさが異なる標準偏差を用いた変動係数で収束を確認している。つまりサンプルの大きさが違う変動係数で比較をしていることになる。この点は留意が必要である。

## 4 計測結果

### (1) 平均の推移

$\sigma$ 収束の確認に入る前に、各変数の平均の推移を確認する。

図2 単位数（被保険者1人あたり）の平均推移



出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』（2001-18年度）

図3 単位数（利用者1人あたり）の平均推移

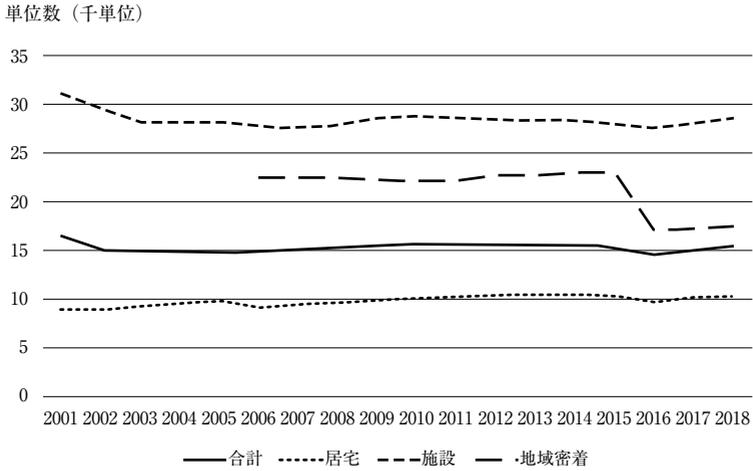


図4 介護保険料／後期高齢者割合／要支援・要介護認定率の平均推移

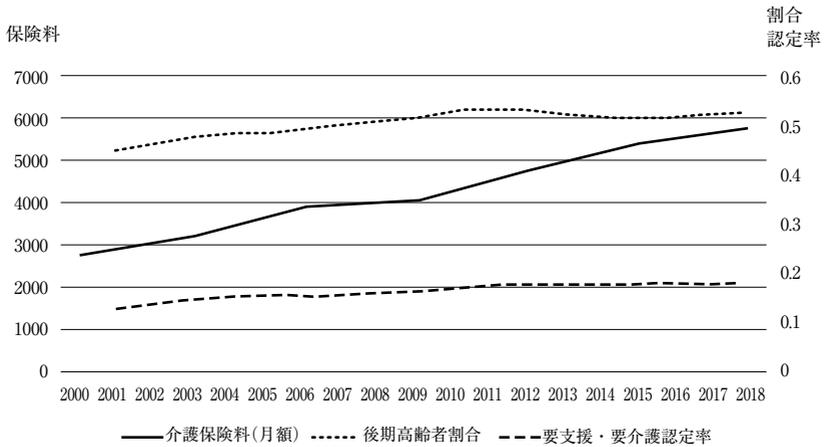


図2の単位数（被保険者1人あたり）ではいずれの変数も増加傾向である。一方、図3の単位数（利用者1人あたり）では居宅、地域は増加傾向であるものの合計と施設はやや減少している。図4の介護保険料、後期高齢者割合、要支援・要介護認定率はいずれも増加傾向である。

表1 平均/分散検定・変動係数比

	検定 2001vs2005 平均の差検定 変動係数 (値:平均の差) (値:変動係数比) 2001-2005 2001/2005	検定 2006vs2012 平均の差検定 変動係数 (値:平均の差) (値:変動係数比) 2006-2012 2006/2012	検定 2012vs2018 平均の差検定 変動係数 (値:平均の差) (値:変動係数比) 2012-2018 2012/2018	検定 2001vs2018 平均の差検定 変動係数 (値:平均の差) (値:変動係数比) 2001-2018 2001/2018
(1) 合計単位数/ 被保険者数	-4.363*** 1.402	-7.003*** .964	-1.235*** 1.020	-10.896*** 1.392
(2) 居宅単位数/ 被保険者数	-4.031*** 1.248	-3.856*** 1.029	.543 .920	-5.471*** 1.204
(3) 施設単位数/ 被保険者数	-.331*** 1.289	-1.560*** .849	.199 0.943	-.519*** 1.020
(4) 地域単位数/ 被保険者数		-1.587*** 1.108	-1.977*** 1.259	
(5) 合計単位数/ 合計利用者数	1.531 7.543	-.934*** 1.023	.203 .830	1.014 7.350
(6) 居宅単位数/ 居宅利用者数	-.766*** 4.541	-1.289*** 1.096	.118 .869	-1.242*** 4.553
(7) 施設単位数/ 施設利用者数	2.804 11.339	-.844*** 1.166	-.0130** .721	2.562 10.716
(8) 地域単位数/ 地域利用者数		-.225 .964	5.306 .948	
(9) 介護保険料(月額)	-1109.926*** .825	-875.597*** 1.192	-1015.422*** 1.524	-3000.945*** 1.0400
(10) 後期高齢者割合	-.034*** .779	-.038*** .919	.005 1.074	-.075*** 2.259
(11) 要支援・ 要介護認定率	-.030*** 1.988	-.023*** 1.089	-.005*** 1.065	-.055*** 1.194

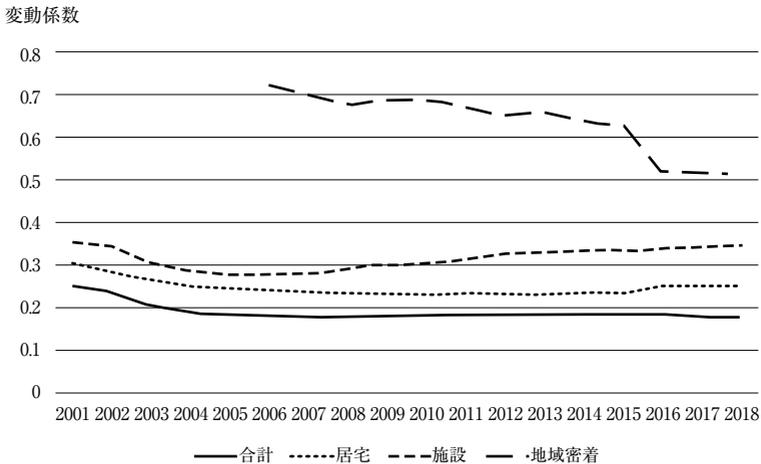
注1: 平均の差検定の値は前者の値から後者の値を引いたものである(2001vs2005なら2001年度-2005年度)、また等分散を仮定せず Unpair Welch 検定を行った。変動係数比は前者後者である。変動係数比に関しては分散検定を適用できないため、値のみである。  
 注2: 介護保険料のみ2001年度データは2000年度のデータを使用している。また2001 vs 2005では2000年と2006年の介護保険料で比較を行っている。  
 注3: \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で平均の差検定で有意。平均に関しては平均が増加したかについての片側検定である。

表1では2001年度から2005年度、2006年度から2012年度、2012年度から2018年度、2001年度から2018年度への変化を、平均の差の検定で確認した<sup>12</sup>。比較するタイミングで若干の違いはあるものの、単位数（被保険者1人あたり）では全ての変数、単位数（利用者1人あたり）では居宅、地域が増加していることが確認できる。また介護保険料、後期高齢者割合、要支援・要介護認定率に関しても増加していることが確認できる。

## (2) $\sigma$ 収束の計測結果

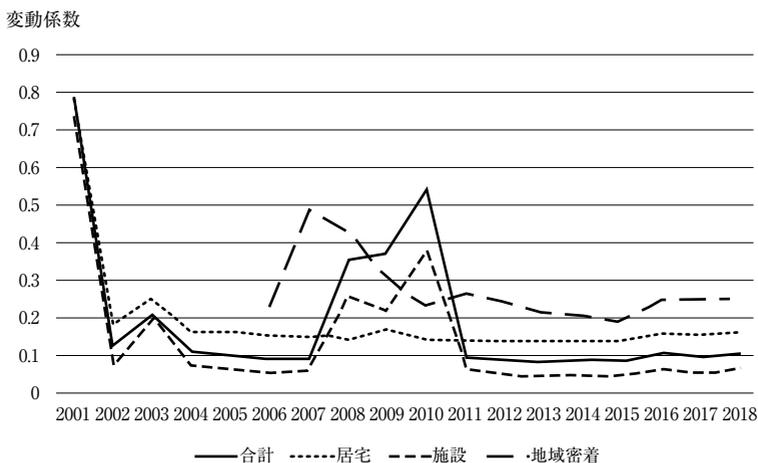
表1では変動係数比も確認をしている。変動係数比は1以上であれば変動係数が減少していると捉えることができる。2001年度と2018年度を比較すると、変動係数比は全て1以上となっており、変動係数が減少していることがわかる。

図5 単位数（被保険者1人あたり）の変動係数推移



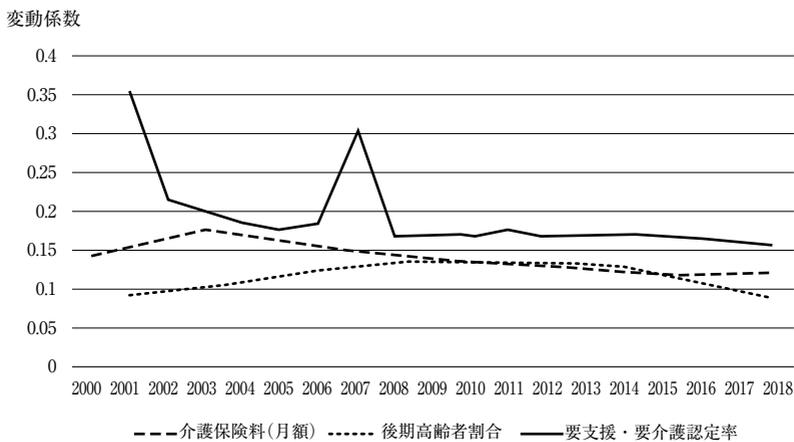
出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』（2001-18年度）

図6 単位数（利用者1人あたり）の変動係数推移



出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』（2001-18年度）

図7 介護保険料／後期高齢者割合／要支援・要介護認定率の変動係数推移



出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』（2001-18年度）、介護保険両機に関しては本稿参照。

図5～7が2001年度から2018年度までの変動係数の推移である。単位数に関しては、介護保険制度初期である2001年度から2006年度にかけて大きく減少をしている。この結果は都道府県データを使用した松岡(2017)と同様の結果である。しかし2006年度以降の推移は不安定である。特に図6単位数(利用者1人あたり)では2007年度から2012年度にかけて一時的に変動係数が増加をしている。介護保険制度は2000年度の発足以来3年毎に様々な改定を行なっているが、2006年度の改定は地域密着型サービスの導入、予防給付導入のための要支援度の細分化など非常に大きな改定であった。新たなサービス、そして要支援・要介護度の枠組みが変更されたことにより、利用者間のばらつきが生じたものと考えられる。介護保険料は2003年に変動係数が増加している。これは制度施行期における保険料設定の他保険者参照行動が非常に強かったためと考えられる<sup>13</sup>。後期高齢者の変動係数は2009年までは増加傾向であり、地域により高齢者の年齢分布が拡大した傾向にあったことがわかる。全体的に介護報酬改定等の制度変更による影響と思われる変化は確認できるが、平成の大合併による影響は明確ではない。多くの合併が行われた2004年度-2005年度においては、保険者数は1,048減少している(2003年度末保険者数-2005年度末保険者数)。サンプルの大きさが変動係数に大きな影響を与えているのであれば、この期間に大きな特徴が見られるはずであるが、2001年度から2003年度の変化と比べると僅かな変化に留まっている。2004年度-2005年度における変動係数は減少傾向にありながらも、他の年と比べ極端なものではなく合併による大きな影響は確認することができない。

## (2) 変動係数分解による変動要因分析

次に(1)全単位数/被保険者数の変動係数をサービス別に分解し、どのサービスがどのように全体の変動に影響を与えているかを分析した<sup>14</sup>。(1)全単位数/被保険者数は分子が各サービスの合算であり、分母が共通のため、(1)全単位数/被保険者数=(2)居宅単位数/被保険者数+(3)施設

単位数／被保険者数 + (4) 地域密着単位数／被保険者数（地域密着は2006年度以降）と分解することが出来る。このような特徴を持つ変数は下記のように変動係数（CV）を分解することが出来る（Wang（2009））。

$$CV = \sum_i^3 w_i c_i$$

$w_i$ は各サービス（ $i$ ）が合計サービスに占める割合である（1人あたり）。 $c_i$ はサービス別の変動係数（ $CV_i$ ）に各サービス（ $i$ ）と合計サービス（いずれも1人あたり）との相関係数（ $\rho_i$ ）を掛けた値である（ $c_i \equiv CV_i \times \rho_i$ ）。(1)の変動係数をサービス別に分解し第1-2期（2001-05年）、第3-5期（2006-12年）、第5-7期（2012-18年）における増減を分析したのが表2である<sup>15</sup>。

表2 変動係数分解による変動要因分析

	2001年		2005年		変化幅 (2005年-2000年)		
	$w_i c_i$	$w_i$	$w_i c_i$	$w_i$	$\Delta(w_i c_i)$	$\Delta w_i$	$\Delta c_i$
2001-05年の変化							
単位数 (被保険)							
(2) 居宅単位数/被保険者数	0.54	373	0.72	483	.018	.109	.005
(3) 施設単位数/被保険者数	.200	626	.108	516	-.091	-.109	-.136
合計：(1) 合計単位数被保険者数	.254		.181		-.073		
2006-12年の変化							
単位数 (被保険者)							
(2) 居宅単位数/被保険者数	.054	431	.058	461	.004	.030	.000
(3) 施設単位数/被保険者数	.106	502	.101	430	-.004	-.072	-.025
(4) 地域単位数/被保険者数	.019	066	.026	.107	.006	.041	-.049
合計：(1) 合計単位数被保険者数	.180		.186		.006		
2012-18年の変化							
単位数 (被保険者)							
(2) 居宅単位数/被保険者数	.058	461	.048	422	-.010	-.039	-.013
(3) 施設単位数/被保険者数	.101	430	.096	404	-.005	-.025	.001
(4) 地域単位数/被保険者数	.026	.107	.038	.172	.012	.064	-.019
合計：(1) 合計単位数被保険者数	.186		.182		-.004		

注1：2006年度から地域密着型サービスが導入されたため、要因分析に一貫性を持たせるため2000-05年度(第1-2期)、2006-12年度(第3-5期)、2012-2018年度(第5期：7期)に分けて分析を行った。

注2：小数点4位以下は表記していないため、合算では誤差が出る場合がある。

2001-05年における変化において、(1) 合計単位数の変動係数は  $-0.073$  変化しており、(2) 居宅単位数の(1) 合計単位数の変動係数に与える影響 ( $w_i c_i$ ) は  $0.18$  と正であるが、(3) 施設単位数のあたえる影響は  $-0.091$  と負になっている。2000-05年の合計サービスの変動係数の減少は主に施設サービスの影響が大きいためとわかる。地域密着サービスが追加され3つの介護サービスとなった2006-12年における変化では、(1) 合計単位数の変動係数は  $0.006$  増加しており、(2) 居宅単位数と(4) 地域単位数が正、(3) 施設単位数が負の影響を与えていることがわかる。(4) 地域単位数の変動係数自体は減少しているものの、その値自体がもともと高く、 $w_i$  (全体への割合) が増加したことにより、(1) 合計単位数に与える影響が正になっている ( $c_i$  減少もその水準は高く、 $w_i$  増加のため、 $w_i c_i$  は増加)。これらのことから、地域密着型サービスは合計サービスの変動係数に正の影響を与えていることがわかる。2012-18年における変化では、(1) 合計単位数の変動係数は  $-0.004$  変化しており、(2) 居宅単位数と(3) 地域単位数が負、(4) 地域単位数が正の影響を与えていることがわかる。この変化においても、(4) 地域単位数は2006-12年における変化と同様の形で(1) 合計単位数の変動係数に正の影響を与えていることがわかる。

## 5 結語

本稿では厚生労働省2001-18年度『介護保険事業状況報告』保険者別パネルデータを用い、保険者間1人あたり介護給付水準(単位数/被保険者数・単位数/利用者数の2つの指標)及び介護保険料、後期高齢者割合、要支援・要介護認定率において $\sigma$ 収束が存在しているかを確認した。2001年度と2018年度を比較すると全ての変動係数比は1を越えていた。全ての介護給付水準において $\sigma$ 収束は確認された。介護保険料、後期高齢者割合、認定率においても $\sigma$ 収束が確認された。これらの $\sigma$ 収束が介護給付水準の $\sigma$ 収束の原因の1つとして考えられる。また介護給付水準の収束は介護保

険制度初期（2001-05年）の方が2006年以降と比べ速い傾向であった。

本稿の分析では一定程度の収束が確認されたが、2006年以降は顕著な収束ではなかった。これは一定程度の地域差が留まっていることを意味する。高齢者率や地域性などの外的な要因による地域差の影響も考えられるが、保険者アンケートの結果から需給調整が十分に行われていない状況を考えて、保険者・被保険者にとって望ましい状態とは言えないであろう。国の制度である介護保険で地域差が存在することは、社会保障制度で重要とされる公平性が保たれていないことを意味する。所得不平等などの文脈で主に使用される公平性の概念であるが、サービスのアクセスの差により不公平性は、サービスを消費出来ないという点で所得不平等と本質的には同一と考えられる。客観的な分析を重要視する経済学では、公平性に関する議論の決着をつけることが難しい。しかしながら、私たちの厚生に与える影響は大きく、学問分野の垣根を越えて考えていく必要があると言えるだろう<sup>16,17</sup>。

最後に本稿の分析における留意点を述べる。本稿で用いた保険者別データは分析期間中にサンプルの大きさが変化している。変動係数のため、サンプルが異なった場合の統計的検定が行えず、その減少が統計学的に正しいか否かについての議論が出来なかった。また $\sigma$ 収束は継続的に行われていたわけではなく、変数によっては途中で変動係数が増加をしていた。2001年度から2018年度にかけては全ての変動係数比が1以上のため、長期的観点からは地域差が減少していると言えるが、その途中過程での変動を詳しく分析をすることができなかった。これらの点は今後の課題としたい。

## 注

- 1 安藤（2008）では介護給付水準の決定要因に関する回帰モデルの説明変数として、施設定員率、人口密度、第一、二、三次産業比率を検討し、それらの有意性を見ることにより地域差を考察するというやや間接的な形をとっている。
- 2 研究対象と方法の類似性のため、本稿の説明は松岡（2016b、2017、2019、

- 2020)と重複する部分がある。
- 3  $\beta$  収束に関しては松岡 (2016b) を参照。
  - 4 いずれも地域密着型サービスにおける6つのサービスのアンケート結果の平均値である。保険者における人口別アンケート結果(整備目標が達していない)は、1万人未満の保険者においては35.1%、1万人以上5万人未満で41.9%、5万人以上10万人未満で50.31%、10万人以上30万人未満で57.08%、30万人以上で74.61%、と保険者規模により大きくなればつきが生じていた。
  - 5 値が0では対数を取ることができない。
  - 6 2009年度『介護保険事業状況報告』宮城県石巻市「介護老人保健施設」に関するデータが前年、翌年と比べ単位数が約10倍の異常値を取っていた。厚生労働省・宮城県・石巻市に問い合わせ、石巻市による修正申告以前のデータがそのまま掲載されていることが判明した。本稿では石巻市に提供していただいた修正データを用い、宮城県データを修正し分析を行った。
  - 7 介護保険制度は2000年度から施行されているが、2000年度保険者別データは公開されていない。よって本稿では保険者別データが公開されている2001年度からを対象としている。
  - 8 2012年度第1号保険者数により総単位数割合は約98%であり、第1号保険者介護保険サービスの主な利用者であることがわかる。
  - 9 介護保険サービスはサービス内容によって単位数が厚生労働大臣によって定められている。この単位は全国基準であり、物価等を加味した単価がかけられサービス料が決まる。
  - 10 第5期(2012-14年)の介護保険財政負担構造は1割が利用者負担、残りの9割の50%が公費、21%が第1号被保険者(65歳以上)の介護保険料、29%が第2号被保険者(40歳以上65歳未満)から支払われる第1期(2000-02年)の第1号被保険者の負担は17%、第2期(2003-5年)は18%、第3期(2006-8年)は19%、第4期(2009-11年)は20%と第1号被保険者の負担割合は増加している。
  - 11 市区町村数は3,223(2001年度)から1,718(2018年度)へと減少している。介護保険は市区町村が中心になって運営されているが、広域連合などで複数の自治体で運営をしている保険者も存在する。そのため、市区町村数と比べ、保険者数は少なくなっている。

- 12 平均が増加したかについての片側検定である。
- 13 介護保険制度施行期（2000年）の保険料設定の空間的自己相関は非常に強く、次期（2003年）以降、徐々に弱くなる（Nakazawa and Matsuoka (2015)）。これは制度施行期には情報量不足のため、保険者が強い参照行動を取ったと考えられる。
- 14 (5) 全単位数／全利用者の変動係数は(6)-(8)における分母もサービス別で変化するため変動係数の分解ができなかった。
- 15 2006年度から地域密着型サービスが導入された。要因分析に一貫性を持たせるため、2001-05年度（第1-2期）、2006-12年度（第3-5期）、第5-7期（2012-18年）に分けて分析を行った。
- 16 仏教経済学では仏教思想に基づき、公平性が重要視される。大乘仏教では仏の前では全ての人々が平等であるという思想から、私たちの行動規範にも影響を与えるからである。具体的な政策の観点からはBrown（2017）が参考になる。
- 17 浄土真宗の開祖である親鸞も平等性・公平性を強調している。『正信偈』『歎異抄』では仏教の教えとともに、平等性・公平性の重要性を説いている（浄土真宗本願寺派総合研究所（1988）、緒方（1997）、霊山（2002）、勸学寮（2017））。

#### 参考文献

- 安藤道人「介護給付水準と介護保険料の地域差の実証分析」、『季刊社会保障研究』、第44号、2008年、94-109頁。
- 緒方正倫『歎異抄を読む』、本願寺出版社、1997年。
- 勸学寮『親鸞聖人の教え』、本願寺出版社、2017年。
- 厚生労働省「都道府県ごとに見た介護の地域差」([http://www.kantei.go.jp/jp/singi/shakaihoshoukaikaku/wg\\_dail/siryoku4-3.pdf](http://www.kantei.go.jp/jp/singi/shakaihoshoukaikaku/wg_dail/siryoku4-3.pdf)、2015年2月3日最終確認)、2014年。
- 浄土真宗本願寺派総合研究所『浄土真宗聖典 第2版』、本願寺出版社、1988年。
- 田近栄治・油井雄二「介護保険：4年間の経験で何がわかったか」、『フィナンシャルレビュー』、第72号、2004年、78-104頁。

- 畠山輝雄「改正介護保険制度移行後の介護保険サービスの実態に関する調査」、  
日本大学、2010年。
- 松岡佑和「介護給付水準の保険者間相互参照行動—裁量権の違いに着目して—」、  
『季刊社会保障研究』、第51巻第3・4号、2016a年、381-396頁。
- 松岡佑和「地域間介護給付水準の収束仮説の検証」、『医療経済研究』、第27巻2  
号、2016b年、100-116頁。
- 松岡佑和「介護保険サービス地域差の統計的研究—都道府県別データによる検証  
—」、『武蔵野大学政治経済研究所年報』、第15号、2017年、105-123頁。
- 松岡佑和「地域間介護給付水準の収束仮説の検証—保険者別データによる基礎分  
析—」、『武蔵野大学政治経済研究所年報』、第18号、2019年、139-154頁。
- 松岡佑和「地域間介護給付水準の収束仮説の検証—保険者別データによる応用分  
析—」、『武蔵野大学政治経済研究所年報』、第19号、2020年、277-297頁。
- 山内康弘「介護保険施設の供給における地方自治体間の空間的自己相関の検証」、  
『大阪大学経済学』、第55号3号、2009年、206-222頁。
- 油井雄二「保険者データによる介護保険の分析：青森県のケース」、『ファイナン  
シャルレビュー』、第80号、2006年、187-203頁。
- 霊山勝海『正信偈を読む』、本願寺出版社、2002年。
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X., Convergence, in *Journal of Political Economy*,  
Vol.100, 1992a, pp.223-251.
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X., Regional Growth and Migration: A Japan-  
United States Comparison, in *Journal of the Japanese and International  
Economies*, Vol.6, 1992b, pp.312-346.
- Baumol, W. J., Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-  
run Data Show, in *American Economic Review*, Vol.85, 1986, pp.1072-1085.
- Brown, C. "Buddhist Economics: An Enlightened Approach to the Dismal Sci-  
ence", Bloomsbury Publishing Plc USA, 1997. (村瀬哲司訳『仏教経済学』勁  
草書房、2020年)。
- Hitiiris, T., and Nixon, J., Convergence of Health Care Expenditure in the EU  
Countries, in *Applied Economics Letters*, Vol.8, 2001, pp.223-228
- Iwamoto, Y. and Fukui, T., Prefunding Health and Long-term Care Insurance,  
in *Public Policy Review*, Vol.5, No.2, 2009, pp.255-286.
- Nakazawa, K. and Matsuoka, H., Change in the Strategic Interaction after Intro-

- ducing Policy, Toyo University, working paper series No.21, 2015.
- Nixon, J., Convergence Analysis of Health Care Expenditure in the EU Countries Using Two Approaches, working paper, University of York, 1999.
- Sala-i-Martin, X., Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, in *European Economic Review*, Vol.40, 1996, pp.1325-1352.
- Wang, Z., The Convergence of Health Care Expenditure in the US States, in *Health Economics*, Vol.18, 2009, pp.55-70.